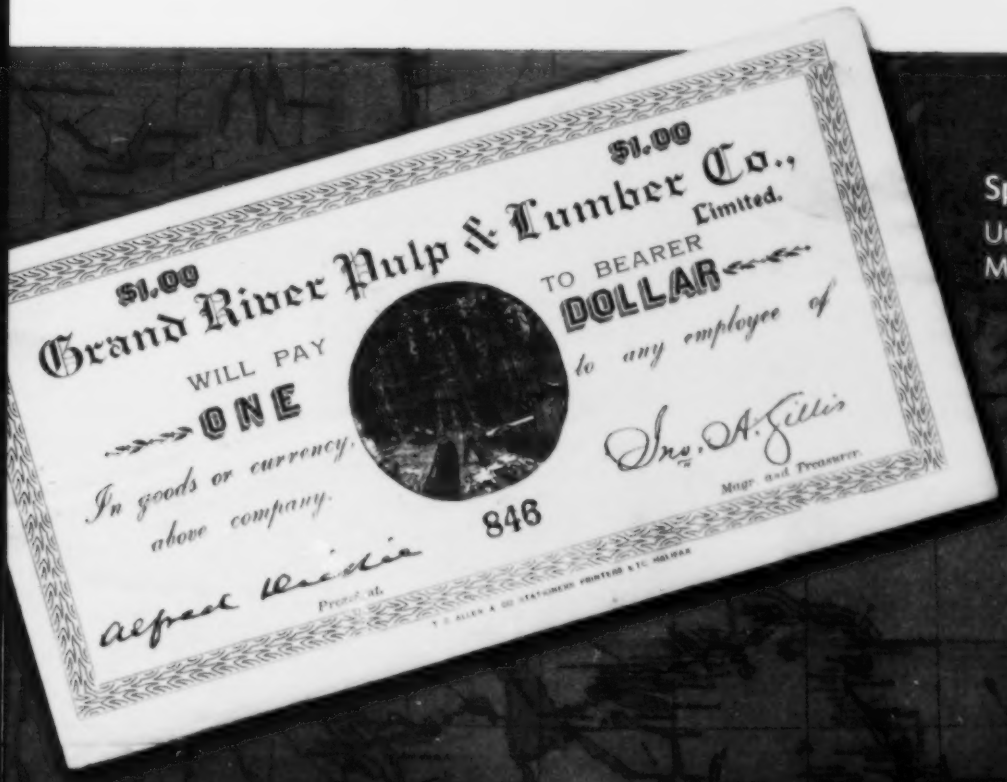
BANK OF CANADA
BANQUE DU CANADA
CELEBRATING 75 YEARS
CÉLÉBRONS 75 ANS

Bank of Canada Review

Spring 2010



Special Issue
Uncertainty in
Monetary Policy-Making

www.bankofcanada.ca

MEMBERS OF THE EDITORIAL BOARD

Jack Selody
Chair

Jean Boivin
Agathe Côté
Allan Crawford
Pierre Duguay
Paul Fenton
Gerry Gaetz
Donna Howard
Brigid Janssen
Tim Lane
John Murray
Sheila Niven
George Pickering
Lawrence Schembri
David Wolf
Mark Zelmer

Maura Brown
Editor

The *Bank of Canada Review* is published four times a year under the direction of an Editorial Board, which is responsible for the editorial content.

The contents of the *Review* may be reproduced or quoted provided that the *Bank of Canada Review*, with its date, is specifically quoted as the source.

Back issues of the *Review* and other publications are available on the Bank's website at **http://www.bankofcanada.ca**.

Subscriptions for print are available, as follows:

Delivery in Canada:	Can$25
Delivery to the United States:	Can$25
Delivery to all other countries, regular mail:	Can$50

Canadian government and public libraries and libraries of Canadian and foreign educational institutions may subscribe at one-half the regular price. Single copies are $7.50.

Remittances in Canadian dollars should be made payable to the Bank of Canada. Canadian orders must include 5 per cent GST, as well as PST, where applicable.

Copies of Bank of Canada documents may be obtained from:

Publications Distribution
Communications Department
Bank of Canada
234 Wellington Street, Ottawa, ON
Canada K1A 0G9
Telephone: 613 782-8248
Toll free in North America: 1 877 782-8248
Email address: publications@bankofcanada.ca

Inquiries related to interest rates or exchange rates should be directed to 613 782-7506.

ISSN 0045-1460 (Print)
ISSN 1483-8303 (Online)
Printed in Canada on recycled paper

© Bank of Canada 2010

Bank of Canada Review

Spring 2010

Merchant Scrip: Grand River Pulp and Lumber Company

David Bergeron, Curator, Currency Museum

Before banks became established in the more remote parts of the country, it was not uncommon for private companies to pay their employees with scrip. Between 1902 and 1911, the Grand River Pulp and Lumber Company of Halifax, issued its own notes in denominations of 5, 10, 25, and 50 cents and $1, $2, and $5 to pay lumbermen working at its mill located at the mouth of the Grand River (now the Churchill River) in Labrador. The area was remote and isolated, and issuing scrip, redeemable either in local goods or in currency back in Halifax, appeared to be a good solution to avoid the risk of shipping coins and notes into the wild.

Alfred Dickie, a prominent Halifax lumberman and politician, established the Grand River Pulp and Lumber Company in 1900. With long-term leases on 500 square kilometres of land around Hamilton Inlet in Labrador, Dickie approached the Newfoundland government to apply for a timber licence. Little did he know that his application would trigger a border dispute between Quebec and Newfoundland. When it learned of Dickie's application, the Quebec government intervened, stating that the land in question belonged to Quebec. According to the Newfoundland legislature, the area that made up Labrador was situated north of the 52nd degree of latitude and east of the 64th degree of longitude, as defined in 1876 by letters patent. Thus, according to Dickie, the area leased by his company was well within Newfoundland's jurisdiction. Newfoundland refused to cancel the licence, maintaining its right to the watershed of all rivers flowing into the Atlantic Ocean.

In 1904, the dispute over the Labrador boundary escalated when the Quebec government requested that Ottawa present the case to the Judicial Committee of the Privy Council in London, England. The Newfoundland government agreed. The process dragged on, with no progress until 1922, when the British Privy Council was asked to decide on the border for Labrador. The panel of judges became mired in the definition of "coast," which was used to describe Labrador in the statutes, orders-in-council, and proclamations. Contrary to Newfoundland's claim, Canada contended that "coast" referred to a strip of land 1.6 km wide along the seashore. In 1927, the Privy Council decided in Newfoundland's favour, and Canada accepted the verdict. Newfoundland's entry into Confederation in 1949 confirmed Labrador's boundary, and in 1971, Quebec cancelled its appeal of the 1927 decision. In 1999, the Newfoundland House of Assembly passed a resolution renaming the province "Newfoundland and Labrador."

As Labrador's only known merchant scrip, the notes of the Grand River Pulp and Lumber Company tell a remarkable story about a part of Canada that is still sparsely inhabited and largely unexplored. The National Currency Collection holds a complete set of scrip from the Grand River Pulp and Lumber Company.

Photography by Gord Carter, Ottawa.

The image of the map of Labrador on the cover is used courtesy of the Centre for Newfoundland Studies, Memorial University Libraries.

Contents

SPECIAL ISSUE
UNCERTAINTY IN MONETARY POLICY-MAKING

Introduction

1 Uncertainty in Monetary Policy-Making

Articles

3 Crude Oil Futures: A Crystal Ball?

13 Inflation Expectations and the Conduct of Monetary Policy: A Review of Recent Evidence and Experience

27 Monetary Policy Rules in an Uncertain Environment

41 An Uncertain Past: Data Revisions and Monetary Policy in Canada

53 Bank of Canada Publications

Uncertainty in Monetary Policy-Making

Greg Tkacz, Guest Editor

Uncertainty permeates the monetary policy process across several time dimensions. Uncertainty about the future is well known, since policy-makers require forecasts of key variables when making decisions. Uncertainty about the present exists in the form of model and parameter uncertainty, which can affect the analysis of possible policy actions. Finally, there is also uncertainty about the past, since key economic variables are subject to revision, which can affect the perceived strength of the economy.

This special issue presents four articles that deal with uncertainty in monetary policy-making and how such uncertainty can be potentially minimized. The first two articles relate to uncertainty about the future, the third to uncertainty about the present, and the final one to uncertainty about the past.

Ron Alquist and Elif Arbatli discuss three ways that oil-futures prices can improve our understanding of current conditions and future prospects in the global market for crude oil in "Crude Oil Futures: A Crystal Ball?" First, the response of the oil-futures curve can be used to identify the persistence of oil-price shocks and to obtain an indicator of the rate at which they will diminish. Second, the spread between the current futures price and the spot price of oil can be interpreted as an indicator of the precautionary demand for oil. Third, because oil-futures prices are volatile, forecasts of the future spot price of oil using futures prices should be supplemented with other information to improve their accuracy.

In "Inflation Expectations and the Conduct of Monetary Policy: A Review of Recent Evidence and Experience," Rose Cunningham, Brigitte Desroches, and Eric Santor explore the role of inflation expectations in the conduct of monetary policy. They review the various measures of inflation expectations used by central banks, including surveys and market-based indicators, and consider their advantages and disadvantages. They examine the critical role of inflation expectations in the framework that central banks use to understand, forecast, and control inflation. They also look at their role as an indicator of central bank credibility. The behaviour of inflation expectations over the past two years is analyzed, and policy conclusions are offered.

In "Monetary Policy Rules in an Uncertain Environment," Gino Cateau and Stephen Murchison examine recent research on the influence of various forms of economic uncertainty on the performance of different classes of monetary policy rules: from simple rules to fully optimal monetary policy under commitment. The authors explain why uncertainty matters in the design of monetary policy rules and provide quantitative examples from the recent literature. They also present results for several policy rules in ToTEM, the Bank of Canada's main model for projection and analysis, including rules that respond to price level, rather than to inflation.

Finally, Greg Tkacz shows in "An Uncertain Past: Data Revisions and Monetary Policy in Canada" how many important economic variables are subject to revision. This article explains how, when, and why such revisions occur; how revisions to Canadian gross domestic product (GDP) compare with GDP revisions in some other countries; which GDP components are subject to the largest revisions; and how data revisions can affect policy decisions.

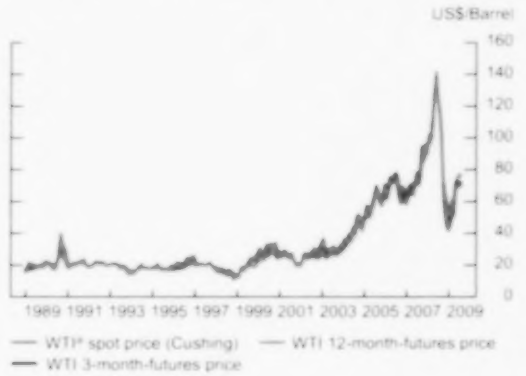
Crude Oil Futures: A Crystal Ball?

Ron Alquist and Elif Arbatli, International Economic Analysis

- *It is common for policy-makers and market analysts to use the prices of crude-oil-futures contracts to interpret developments in the global crude oil market. Based on recent research, this article discusses three ways that oil-futures prices can improve our understanding of current conditions and future prospects in this important international commodity market.*
- *First, the response of the oil-futures curve can be used to identify the persistence of oil-price shocks and to obtain an indicator of the rate at which a given shock will diminish.*
- *Second, the spread between the current futures price and the spot price of oil can be interpreted as an indicator of the precautionary demand for oil.*
- *Third, oil-futures prices can be used to forecast spot prices, but because such forecasts are volatile, they should be supplemented with other information to improve their accuracy.*

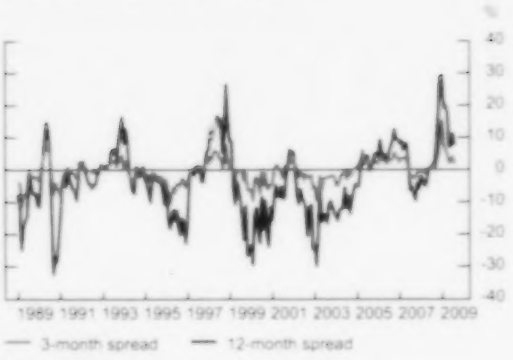
The run-up in the price of crude oil since 2002 and its sharp collapse in the autumn of 2008 have renewed interest in understanding the determinants of spot and futures prices in the oil market **(Charts 1** and **2)**. Such shifts highlight the importance of understanding the relationship between the prices of oil-futures contracts and market expectations. Indeed, it is common for policy-makers and market analysts to interpret the price of the crude oil-futures contract traded on the New York Mercantile Exchange, or NYMEX, as a measure of market expectations of the future spot price of oil. In light of this widespread use, it is important to understand the information that can be recovered from the prices of oil futures. Recent studies shed light on the information that these prices provide about developments in the global crude oil market.

Chart 1: Spot and futures prices for crude oil



a. West Texas Intermediate
Source: NYMEX

Chart 2: Futures-spot spread



Source: NYMEX

We begin by reviewing the theory of storage as a way to organize thinking about the relationship between spot and futures markets. In this type of model, commodity processors choose how much of the commodity they will use today versus tomorrow and, hence, determine the level of the spot price relative to the futures price. We then assess whether movements in the futures curve capture market expectations of the future path of oil prices, as predicted by the theory of storage under risk neutrality. Finally, we discuss three ways of using the prices of oil futures to understand current developments and future prospects in that market: namely, inferring the persistence of shocks from the response of the futures curve to shocks in the spot price; using the futures-spot spread as an indicator of shifts in expectations about future oil-supply shortfalls; and forecasting the spot price of oil in real time, using futures prices.

Price Determination in the Market for Crude Oil Futures

A standard framework for thinking about the determination of futures prices in the market for crude oil is the theory of storage, which is generally applicable to markets for storable commodities. The spot price is the price at which the commodity is immediately available, and the futures price is the price at which the commodity is available for delivery at a specified future date. Taking the supply of the commodity as given, the framework, in its simplest form, assumes that risk-neutral commodity processors operate in a competitive environment and will optimally choose the quantity of the commodity that they wish to consume today and the quantity that they wish to store.[1] The assumption of risk neutrality ensures that the current futures price equals the expected spot future price, adjusted for the costs and benefits associated with storing oil and having ready access to it.

In this model, the spread between the spot and futures prices adjusts to equate the marginal cost to the marginal benefit of storing a barrel of oil as inventory. The difference between contemporaneous spot prices and futures prices reflects the interest foregone from storing the commodity, the cost of physical storage, and the convenience yield associated with holding inventory. The convenience yield is the benefit of holding a barrel of oil as inventory that accrues to the firm storing oil. It reflects a precautionary motive for holding oil inventory and is assumed to exhibit diminishing marginal returns to storing oil.

Economists appeal to the idea of the convenience yield to explain an apparent puzzle observed in commodity-futures markets. Current futures prices often lie below the current spot price—that is, futures prices are backwardated—at the same time that firms carry over stocks of the commodity from one period to the next.[2] Firms therefore hold stocks at an apparent capital loss. If stocks of a commodity yield benefits to the firm, then it can be rational for a firm to hold inventories even when the futures market is backwardated. That is, the value of having ready access to a stock of oil can justify holding inventory when the futures curve is in backwardation. The West Texas Intermediate oil futures contract—the most liquid, widely traded, and closely monitored energy-futures contract in North America—is frequently in backwardation and yet refiners also hold positive levels of inventory (Litzenberger and Rabinowitz 1995).

A convenience yield associated with holding crude oil as inventory is consistent with the operational requirements of oil refineries. Because of technological constraints, oil refineries have a strong incentive to hold stocks of oil to optimize the production of different types of petroleum products (National Petroleum Council 2004). Stocks of crude oil give a

1 This type of model has a long lineage, beginning with Kaldor (1939), Working (1949), Brennan (1958), and Gustafson (1958). More recent papers include Scheinkman and Schechtman (1983), Williams and Wright (1991), Deaton and Laroque (1992), and Ng and Ruge-Murcia (2000).

2 When futures prices lie above spot prices, the market is said to be in contango. The terms "backwardation" and "contango" originated in the London Stock Exchange during the nineteenth century. "Backwardation" referred to a fee paid by the seller of a security for the right to delay delivery; and "contango" referred to a fee paid by the buyer of a security for the right to delay delivery and payment.

refinery operational flexibility, and the value of this flexibility can be captured by the convenience yield. Considine (1997) finds that the convenience yield net of interest and physical storage costs is about 20 per cent of the spot price on an annual basis.[3]

Futures Prices and Market Expectations

We can use futures prices as a measure of the expected spot price and interpret the term structure of futures prices as the expected time path of oil prices only if futures prices represent the rational expectation of the spot price of oil. The argument for using futures prices to represent market expectations thus relies on the premise that futures prices are unbiased predictors of the future spot price of oil. The available evidence is broadly consistent with that assumption. Although there is some evidence that the futures prices are biased predictors of the spot price, the bias is small, on average.

The argument for using futures prices to represent market expectations relies on the premise that futures prices are unbiased predictors of the future spot price of oil.

Bias and the forecasting efficiency of futures prices

Forecast-efficiency tests are one way to detect if there is bias associated with using futures prices to predict the future spot price. The tests involve regressing the ex post percentage change in the spot price of oil on a constant and the futures-spot spread, the percentage difference between the current futures price and the current spot price.[4] The regression equation is

$$\Delta s_{t+h} = \alpha + \beta\left(f_t^{(h)} - s_t\right) + \varepsilon_{t+h}, \qquad (1)$$

where Δs_{t+h} denotes the ex post change in the log spot price, $f_t^{(h)}$ denotes the log price of a futures contract that matures in h months, s_t denotes the current spot price, and ε_{t+h} is a random error term. If futures prices are unbiased predictors of the future spot price, we expect that $\alpha = 0$ and $\beta = 1$.[5] It is common to interpret failing to reject the null hypothesis that $\beta = 1$ in such regressions as evidence against a time-varying risk premium (see, among others, Chernenko, Schwarz, and Wright 2004).

We estimate forecast-efficiency regressions for 3-, 6-, and 12-month contracts using data over the period January 1989 to August 2009. **Table 1** reports the results from these regressions. The average bias appears to increase monotonically with the maturity of the futures contract, but is significantly different from zero at only the 12-month horizon. We also fail to reject the null hypothesis that $\beta = 1$ at all horizons. These conclusions are very similar to those obtained in other studies that have used different subsamples, such as Chernenko, Schwarz, and Wright (2004), Arbatli (2008), Chinn and Coibion (2009), and Alquist and Kilian (2010). This evidence thus indicates that treating oil-futures prices as the expected future spot price is a good first approximation.

Table 1: Results of forecast-efficiency regressions for oil-futures contracts

January 1989–August 2009

	3-month contract	6-month contract	12-month contract
α (p-value)	0.02 (0.29)	0.04 (0.16)	0.08 (0.05)
β (p-value)	1.53 (0.41)	0.91 (0.85)	0.79 (0.54)
Reject H_0: $\alpha = 0, \beta = 1$	No	No	Yes
Adjusted R-squared	0.03	0.04	0.08
T	246	243	237

Notes: The p-values are based on standard errors that are robust to autocorrelation and heteroskedasticity.

At this juncture it is important to discuss a subtlety surrounding statistical tests of predictability that helps us to understand the relationship between these results and the evidence that futures prices tend to be

3 Considine (1997) derives the convenience yield from a crude oil refinery's dynamic profit-maximization problem, using disaggregated data on the type of petroleum products that refineries typically produce. He finds that significant cost savings are associated with adjusting oil stocks to minimize variable costs. Apart from a difference in sign, the cost savings are equivalent to the convenience yield.

4 Such tests implicitly assume that the goal of market participants is identical to that of the econometrician in that they both pick parameters α and β to minimize the sum of squared errors. If that is not the case, forecast-efficiency tests are biased in favour of the alternative hypothesis (see Elliott, Komunjer, and Timmermann 2005).

5 It is also possible to adjust for the cost-of-carry by including interest rates and the cost of storage. Of the two, only interest rates are directly observable, and including them does not affect the conclusion. The available evidence on the cost of storage from the Energy Information Administration indicates that changes in such costs occur at low frequency and, therefore, cannot account for the size of the high-frequency fluctuations in the futures-spot spread.

less accurate real-time predictors of the future spot price than the no-change forecast.[6] If the price of oil futures and the conditional expectation of the price of oil were equal, then the oil-futures price would be the most accurate predictor according to standard metrics for measuring forecast accuracy (Granger 1969). The forecast-efficiency tests are consistent with this assumption, but they are in-sample tests of predictability that use the full range of data available at a point in time. It is also possible to test for predictability using an out-of-sample test. This type of test employs a subsample of the available data to conduct a real-time forecast that uses data only up to a specific point in time. It is widely recognized among forecasters that there is no necessary connection between detecting significant in-sample predictability and detecting significant out-of-sample predictability, and the two tests can deliver different inferences (for example, Amato and Swanson 2001; Chao, Corradi, and Swanson 2001; and Inoue and Kilian 2006). Put differently, predictability that exists in a population may not be exploitable in real time. This fact explains why there is no logical tension between the forecast-efficiency regressions and the ability of the futures price to predict spot prices out-of-sample.

Other measures of market expectations

Another way to assess whether futures prices for crude oil represent market expectations of future spot prices is to compare the market expectations recovered from futures prices with those provided by market commentaries and professional forecasters. The comparison provides another source of evidence regarding the relationship between futures prices and market expectations. One advantage of such a comparison is that it permits us to link developments in oil markets to movements in futures prices and to understand more clearly the relationship between real-time developments in the crude oil market and futures prices.

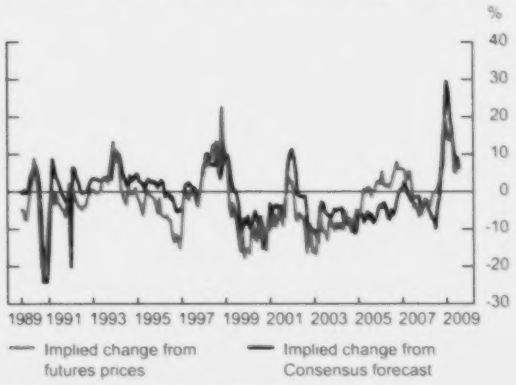
Arbatli (2008) compares the market expectations obtained from the futures curve with those from two other sources: commentaries in the *Oil & Gas Journal* and forecasts published by Consensus Economics. The *Oil & Gas Journal* is a major industry journal that contains commentaries on developments affecting the spot and futures markets for oil. This procedure is similar to that used in other studies to identify oil-price shocks associated with exogenous events (for example, Cavallo and Wu 2006). Arbatli identifies episodes with large movements in oil prices, because such episodes are associated with news about underlying supply and demand conditions in the global crude oil market, making the relevant events easier to detect.

She finds that changes predicted by the futures curve, as captured by the slope of the curve, coincide with the predictions suggested by market commentaries. For example, during the Gulf War there was a sharp upward spike in the spot price of oil, whereas the price of long-horizon futures contracts did not move very much. Market commentaries during that episode reveal that oil industry analysts expected the change in the spot price to be transitory. A similar picture emerges from studying the behaviour of oil prices during the Asian financial crisis of 1997–98. During that period, the spot price fell significantly, whereas the price of the long-dated futures contract did not, again suggesting that the market perceived the decline in oil prices to be transitory. Similarly, Arbatli identifies periods during which expectations of more persistent changes in underlying supply and demand conditions are detectable in the prices of oil futures. During such episodes, the entire futures curve shifts up or down. Examples of persistent changes in the price of oil are the collapse in prices in 1986 and the run-up in prices during 2003–06. Both periods were associated with commentaries that emphasized the persistent nature of the price changes.

Since interpreting market commentaries requires forming a subjective judgment about the implications of the statement for the future price of oil, Arbatli uses forecasts from Consensus Economics. **Chart 3** reproduces and extends the data from that paper. It plots the difference between the forecasts for prices 12 and 3 months ahead from Consensus Economics relative to the current spot price and compares that with the difference between prices for 12- and 3-month oil futures relative to the current spot price for the same month. The gap between the 12- and 3-month-ahead forecasts reflects what market participants expect to happen to prices. A positive number indicates that the market expects an increase in prices; a negative value indicates an expected decrease in prices. The chart shows that there is a strong historical correlation between the futures-based forecasts and those obtained from professional forecasters. In one sense, this finding is unsurprising: It may simply demonstrate that professional forecasters use futures prices to inform their forecasts. Furthermore, while the correlation between Consensus forecasts and futures-based forecasts is high, it is not perfect. Evidently, forecasters use futures prices, as

6 The no-change forecast uses the current spot price to forecast the future spot price.

Chart 3: Implied change in the spot price of crude oil



Sources: Consensus Economics and NYMEX

well as other sources of information, to predict the future path of the price of oil.

Forecasters use futures prices, as well as other sources of information, to predict the future path of the price of oil.

In conjunction with the statistical evidence obtained from the forecast-efficiency regressions, the narrative evidence supports the view that futures prices, imperfect as they are, provide a way to measure market expectations. In the next section, we examine in greater detail how to use futures prices to shed light on real-time developments in the global crude oil market.

Interpreting the Behaviour of Crude Oil Futures Prices

The persistence of price shocks and the futures curve

If we assume that the futures curve represents a measure of the expected future path of spot prices, it can be used to capture expectations about the persistence of shocks to the spot price of oil. Bessembinder et al. (1995), for example, estimate the rate at which the price of oil reverts to its mean, using the response of the slope of the futures curve to a change in the spot price. Within their framework, a large response of the slope to changes in spot prices suggests a large expected mean reversion in spot prices. According to estimates presented in the paper, almost half of a spot-price shock is expected to be reversed within eight months. This estimate of mean reversion is consistent with other estimates based on the futures curve (see, for example, Arbatli 2008). In a similar vein, Schwartz and Smith (2000) use the term structure of futures prices to construct a real-time decomposition of the spot price into a long-run and a short-run component. The identification procedure in that paper relies on the assumption that the change in futures prices over different maturities constitutes the impulse response of the spot price to oil-price shocks. Arbatli (2008) uses the same assumption to identify permanent and transitory shocks to oil prices and, hence, to summarize the information about the persistence of shocks embedded in the futures curve.[7]

In conjunction with other models, the permanent-transitory decomposition derived from the futures curve provides information that can guide the conduct of monetary policy. In general, the optimal response of monetary policy to oil-price shocks depends on the persistence of the shock, because of lags in the effect of monetary policy on the economy. If the oil-price shock is expected to be reversed quickly, a more aggressive policy response may be destabilizing and, therefore, inappropriate. In an oil-exporting country like Canada, a persistent increase in the price of oil represents a positive terms-of-trade shock that can generate a large and persistent real appreciation of the exchange rate. Although the appreciation exerts downward pressure on prices through less-expensive imports, the wealth effect of such a persistent change in the price of oil also exerts upward pressure on prices. The permanent-transitory decomposition can suggest the type of shock to feed into a structural macroeconomic model to study the response of the economy and, thus, to design the appropriate policy response.[8] The increasing liquidity in the oil-futures market and the expanding range of actively traded maturities open up the possibility of using long-dated futures contracts to obtain more reliable estimates of the persistence of oil-price shocks.

7 Since both papers include a constant in their specification, they admit the possibility that futures prices are biased predictors of the future spot price.

8 The permanent-transitory decomposition provides an estimate of the long-run price of oil and its behaviour over time. It is important to recognize that the estimated long-run price is not necessarily an estimate of the long-run equilibrium level of the price of oil. The reason is that the market for long-horizon contracts is illiquid, and therefore the longest maturity contract used in both papers is 12 months.

The futures-spot spread and precautionary demand

Alquist and Kilian (2010) propose a model in which the futures-spot spread may be viewed as an indicator of shifts in expectations about future oil-supply shortfalls. In their model, an oil-producing country exports oil to an oil-consuming country that uses the oil to produce a final good to be traded for oil or consumed domestically. Oil importers may insure against uncertainty about oil-supply shocks by holding above-ground oil inventories or by buying oil futures. Oil producers may sell oil futures to protect against endowment uncertainty.

One implication of the model is that increased uncertainty about future oil-supply shortfalls causes the oil-futures spread to fall and raises the current real spot price of oil, as precautionary demand for oil inventories increases. Increased uncertainty about future oil-supply shortfalls thus causes the real price of oil to overshoot and then to decline gradually to a new steady-state value that is higher than the original one.

Alquist and Kilian present three pieces of evidence consistent with the model's predictions. First, the proposed indicator moves as expected during events, such as the Persian Gulf War, that a priori should be associated with large shifts in the precautionary demand for crude oil. They also find evidence of such shifts in the spread associated with the Asian financial crisis, the attacks on September 11, and the 2003 Iraq War. Second, their indicator is highly correlated with an independent estimate of the precautionary demand component of the spot price of oil that is proposed by Kilian (2009). That alternative estimate is based on a structural vector autoregressive model of the global crude oil market that does not rely on data from the market for oil futures. The model decomposes unexpected changes in the real price of oil into shocks attributable to changes in the global supply of crude oil, shocks to global real economic activity, and oil-specific demand shocks that can be interpreted as precautionary demand shocks (see Kilian 2009). Over the period from January 1989 to December 2006, the two measures exhibit a very high correlation. Third, they show that the overshooting pattern in the response of the real price of oil to a precautionary demand shock in the Kilian model is consistent with the predictions of the theoretical model.[9]

This evidence lends credibility to the interpretation of the futures-spot spread as an indicator of fluctuations in the spot price of oil driven by shifts in the precautionary demand for crude oil. Although such shifts in expectations can be difficult to quantify in real time, the paper provides a way to interpret such movements using readily available price data. The availability of such data is especially important in light of the evidence presented in Kilian (2009) that the contribution of oil-supply shocks to changes in the price of crude oil has been smaller than previously thought. He concludes that demand shocks in general and precautionary demand shocks in particular play an economically important role in explaining the variability of oil prices. Since the data on which Kilian's argument is based are not readily available in real time, one can use the futures-spot spread as a real-time indicator of the shifts in expectations associated with precautionary demand shocks.

Using futures prices to forecast the spot price of crude oil

In this section, we survey the evidence on the ability of futures prices to forecast the spot price of oil out-of-sample.[10] The main conclusion is that while futures prices tend to produce forecasts that are correct on average, such forecasts are also highly volatile relative to no-change forecasts. Therefore, futures-based forecasts may be very inaccurate at a given point in time. The variability of futures-based forecasts makes it advisable to use the information contained in oil-futures prices in conjunction with other types of information when arriving at a judgment about the future trajectory of oil prices.

Some early studies found evidence that futures prices were accurate out-of-sample predictors of the future spot price of oil. Ma (1989) reports that futures prices outperform the no-change forecast, as well as other simple time-series models, in out-of-sample forecasting exercises. Kumar (1992) reaches similar conclusions.

9 It is important to point out that the economic environment in the Alquist and Kilian model is risk neutral. Although risk aversion can imply a precautionary motive for holding stocks of crude oil, it is not required. For example, a convenience yield can arise from the convex adjustment costs of firms rather than from the risk aversion of consumers (see Pindyck 1994). Thus, the existence of a convenience yield is equally consistent with risk-averse and risk-neutral preferences.

10 There is a related literature on the use of forward contracts traded in currency markets as indicators of the expected spot price of foreign currency (see Froot and Thaler 1990).

He finds that futures prices provide more accurate forecasts than those obtained from alternative time-series models, including the random-walk model.

In a study that uses data through the end of 2003, Chernenko, Schwarz, and Wright (2004) provide evidence that futures-based forecasts have a marginally lower mean-squared prediction error than the no-change forecast. Three related papers are Chinn, LeBlanc, and Coibion (2005), Wu and McCallum (2005), and Chinn and Coibion (2009). Chinn et al. conclude that futures-based forecasts are unbiased predictors of the spot price of oil and that they perform better than the random-walk forecast according to the mean-squared prediction error. Chinn and Coibion (2009) update the results from their earlier paper, and find that futures prices do not systematically outperform the random-walk forecast although they are superior to forecasts generated by other types of time-series models. Moreover, while Wu and McCallum report that futures prices tend to be less accurate than the no-change forecast, they also observe that spread regressions have a lower mean-squared prediction error than the no-change forecast at short horizons. Similarly, Coppola (2008) obtains improvements in forecast accuracy only at the 1-month horizon, and at longer horizons finds no improvements in forecast accuracy compared with the no-change forecast.

This evidence seems to suggest that the futures price is a useful tool for forecasting the spot price out-of-sample, at least over certain horizons. But in a comprehensive recent study, Alquist and Kilian (2010) consider the price data available from January 1989 through February 2007 and conduct out-of-sample forecasts using data available in real time. They conclude that futures-based forecasts are not more accurate than the no-change forecast for horizons out to 12 months. This finding is robust at all horizons from 1 month to 12 months and for a range of loss functions, including the quadratic and absolute loss functions. In particular, the no-change forecast tends to be more accurate than forecasts based on futures prices, other econometric models, and professional survey forecasts of the price of oil.

The difference between Alquist and Kilian's conclusions and those of prior studies can be traced to the longer sample period. Sensitivity analysis suggests that evidence of accuracy gains, sometimes obtained in shorter samples, tends to vanish when the full sample is examined. The inability of alternative models to forecast more accurately than the random walk may also be attributable to a risk premium, so that adjusting forecasts by the risk premium can improve the model's ability to forecast out-of-sample (Sadorsky 2002; Pagano and Pisani 2009). But the forecast-efficiency regressions reported in Alquist and Kilian, which are qualitatively similar to those reported in this article, do not reveal evidence consistent with the presence of a risk premium.

Alquist and Kilian document why futures-based forecasts are inferior to the no-change forecast. Whereas the bias of futures prices relative to the no-change forecast is small, the variability around the no-change forecast is not. At a point in time, the discrepancy between the futures price and the spot price may be large and may go in either direction. This variability in the deviation of futures prices from spot prices, rather than differences in the mean, drive the larger mean-squared prediction error of futures-based forecasts. Thus, policy-makers and financial analysts who use futures prices to forecast the spot price of oil will tend to be correct on average, but they will also run the risk of obtaining a very inaccurate forecast at a given point in time. This conclusion suggests that it is important not to rely solely on oil-futures prices to predict the future price of oil and instead to use them in conjunction with other pieces of information to arrive at a view of what the price of oil will be.

Policy-makers and financial analysts who use futures prices to forecast the spot price of oil will tend to be correct on average, but they will also run the risk of obtaining a very inaccurate forecast at a given point in time.

Although there is no single rule of thumb that guarantees being able to forecast the price of oil reliably, forecasters can take consolation in the fact that this conclusion is consistent with the views of oil-industry experts. For example, in a 2007 speech to petroleum economists, Peter Davies, chief economist for British Petroleum, noted that "we cannot forecast oil prices with any degree of accuracy over any period whether short or long" (Davies 2007). Thus, even economists with detailed knowledge of the technological and geological constraints related to the extraction of oil find it challenging to produce accurate forecasts.

Concluding Remarks

The findings discussed in this article have immediate policy implications. The decomposition of oil-price shocks into permanent and transitory components can be used to estimate the persistence of oil-price shocks in real time. Such an estimate can be used to simulate the effects of an oil-price shock with particular time-series characteristics. The result of such a policy experiment can guide and inform decisions about the appropriate response to a given type of oil-price shock. Another implication is that one should exercise caution in using futures prices to forecast the future spot price of oil out-of-sample. Such forecasts will be correct on average, but at a given point in time they tend to be very inaccurate.

The findings also suggest some avenues for further study. A natural next step, for example, would be to get a better understanding of the microeconomics of storage in the market for crude oil. Given the available evidence on the significance of the convenience yield in the crude oil market, as well as the importance of precautionary demand shocks as a driver of oil-price shocks at the macroeconomic level, it makes sense to examine the nature and implications of the precautionary motive for holding stocks of crude oil in finer detail. Studying the incentives facing oil refineries for storing oil would shed light on both the details of this important commodity market, as well as on the wider implications of the decision to store oil.

Literature Cited

Alquist, R. and L. Kilian. 2010. "What Do We Learn From the Price of Crude Oil Futures?" *Journal of Applied Econometrics*. Forthcoming.

Amato, J. and N. Swanson. 2001. "The Real-Time Predictive Content of Money for Output." *Journal of Monetary Economics* 48 (1): 3–24.

Arbatli, E. 2008. "Futures Markets, Oil Prices and the Intertemporal Approach to the Current Account." Bank of Canada Working Paper No. 2008-48.

Bessembinder, H., J. Coughenour, P. Seguin, and M. Monroe Smoller. 1995. "Mean Reversion in Equilibrium Asset Prices: Evidence from the Futures Term Structure." *Journal of Finance* 50 (1): 361–75.

Brennan, M. 1958. "The Supply of Storage." *American Economic Review* 48 (1): 50–72.

Cavallo, M. and T. Wu. 2006. "Measuring Oil-Price Shocks Using Market-Based Information." Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper No. 2006-28.

Chao, J., V. Corradi, and N. Swanson. 2001. "An Out-of-Sample Test for Granger Causality." *Macroeconomic Dynamics* 5 (4): 598–620.

Chernenko, S., K. Schwarz, and J. Wright. 2004. "The Information Content of Forward and Futures Prices: Market Expectations and the Price of Risk." Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Paper No. 808.

Chinn, M., M. LeBlanc, and O. Coibion. 2005. "The Predictive Content of Energy Futures: An Update on Petroleum, Natural Gas, Heating Oil and Gasoline." National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper No. 11033.

Chinn, M. and O. Coibion. 2009. "The Predictive Content of Commodity Futures." La Follette School of Public Affairs Working Paper No. 2009-016, University of Wisconsin, Madison.

Considine, T. 1997. "Inventories under Joint Production: An Empirical Analysis of Petroleum Refining." *Review of Economics and Statistics* 79 (3): 493–502.

Coppola, A. 2008. "Forecasting Oil Price Movements: Exploiting the Information in the Futures Market." *Journal of Futures Markets* 28 (1): 34–56.

Literature Cited (cont'd)

Davies, P. 2007. "What's the Value of an Energy Economist?" Speech to the International Association for Energy Economics, Wellington, New Zealand, November.

Deaton, A. and G. Laroque. 1992. "On the Behaviour of Commodity Prices." *Review of Economic Studies* 59 (1): 1–23.

Elliott, G., I. Komunjer, and A. Timmermann. 2005. "Estimation and Testing of Forecast Rationality under Flexible Loss." *Review of Economic Studies* 72 (4): 1107–25.

Froot, K. and R. Thaler. 1990. "Anomalies: Foreign Exchange." *Journal of Economic Perspectives* 4 (3): 179–92.

Granger, C. 1969. "Prediction with a Generalized Cost of Error Function." *Operational Research Quarterly* 20 (2): 199–207.

Gustafson, R. 1958. "Carryover Levels for Grains." U.S. Department of Agriculture Technical Bulletin No. 1178.

Inoue, A. and L. Kilian. 2006. "On the Selection of Forecasting Models." *Journal of Econometrics* 130 (2): 273–306.

Kaldor, N. 1939. "Speculation and Economic Stability." *The Review of Economic Studies* 7 (1): 1–27.

Kilian, L. 2009. "Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market." *American Economic Review* 99 (3): 1053–69.

Kumar, M. 1992. "The Forecasting Accuracy of Crude Oil Futures Prices." IMF Staff Papers 39 (2): 432–61.

Litzenberger, R. and N. Rabinowitz. 1995. "Backwardation in Oil Futures Markets: Theory and Empirical Evidence." *Journal of Finance* 50 (5): 1517–45.

Ma, C. 1989. "Forecasting Efficiency of Energy Futures Prices." *Journal of Futures Markets* 9 (5): 393–419.

National Petroleum Council. 2004. *Observations on Petroleum Product Supply*. U.S. Department of Energy.

Ng, S. and F. Ruge-Murcia. 2000. "Explaining the Persistence of Commodity Prices." *Computational Economics* 16 (1-2): 149–71.

Pagano, P. and M. Pisani. 2009. "Risk-Adjusted Forecasts of Oil Prices." *The B.E. Journal of Macroeconomics* (Topics) 9 (1): 1–26.

Pindyck, R. S. 1994. "Inventories and the Short-Run Dynamics of Commodity Prices." *RAND Journal of Economics* 25 (1) 141–59.

Sadorsky, P. 2002. "Time-Varying Risk Premiums in Petroleum Futures Prices." *Energy Economics* 24 (6): 539–56.

Scheinkman, J. and J. Schechtman. 1983. "A Simple Competitive Model with Production and Storage." *Review of Economic Studies* 50 (3): 427–41.

Schwartz, E. and J. Smith. 2000. "Short-Term Variations and Long-Term Dynamics in Commodity Prices." *Management Science* 46 (7): 893–911.

Williams, J. and B. Wright. 1991. *Storage and Commodity Markets*. Cambridge: Cambridge University Press.

Working, H. 1949. "The Theory of Price of Storage." *American Economic Review* 39 (6): 1254–62.

Wu, T. and A. McCallum. 2005. "Do Oil-Futures Prices Help Predict Future Oil Prices?" Federal Reserve Bank of San Francisco *Economic Letter* 2005-38.

Inflation Expectations and the Conduct of Monetary Policy: A Review of Recent Evidence and Experience

Rose Cunningham, Brigitte Desroches, and Eric Santor, International Economic Analysis

- *Inflation expectations play a critical role in the conduct of monetary policy, providing timely and useful information with respect to the central bank's credibility. Inflation expectations are a key determinant of actual inflation and are thus a crucial part of the analysis used by many central banks to generate inflation forecasts.*
- *Inflation expectations in countries with explicit inflation-targeting monetary policy regimes appear to be more forward looking and better anchored. During the 2008–09 period, despite the high volatility of short-term inflation expectations, expectations for longer-term inflation remained well anchored.*
- *As central banks seek to withdraw from the extraordinary measures enacted during the crisis, inflation expectations will be monitored closely.*

Maintaining price stability is the key objective of most central banks, and the recent financial crisis and global recession have produced important upside and downside risks to price stability. On the upside, inflationary pressure could emerge if monetary policy rates are left too low for too long, if extraordinary measures are withdrawn too slowly, or if fiscal budgets are not consolidated in a timely manner. On the downside are deflationary pressures from substantial and prolonged output gaps. Managing these respective risks to price stability is a key concern for central banks, and inflation expectations can provide them with important information as they consider exit strategies from extraordinary measures and the normalization of monetary policy. Moreover, to achieve their goal of price stability on an ongoing basis, it is crucial that central banks manage inflation expectations through policy actions.

This article explores the role of inflation expectations in the conduct of monetary policy. First, we review the various measures of inflation expectations that are used by central banks, including survey- and market-based indicators, and consider their respective advantages and disadvantages. Second, we examine why inflation expectations are so important in the conduct of monetary policy: namely, their crucial role in the framework used by central banks to understand, forecast, and control inflation. We then explore the role of inflation expectations as an indicator of central bank credibility. Simply, if economic agents view the central bank as credible, inflation expectations are more likely to be well anchored, further enhancing the effectiveness of monetary policy. Interestingly, institutional arrangements, such as adopting inflation targeting,

appear to enhance credibility. The importance of credibility is highlighted in the presence of inflation shocks: well-anchored inflation expectations can help the central bank look past temporary shocks to inflation, and required adjustments to the central bank's monetary policy instruments are also greatly reduced.

To shed further light on this subject, we analyze the behaviour of inflation, and inflation expectations, through the lens of the past two years—a challenging episode for central banks, as inflation quickly rose and then fell through 2008 and 2009. We note, however, that inflation expectations in most countries remained remarkably well anchored, despite the massive shocks that were affecting the economy, thus demonstrating the credibility of many central banks. In addition, the maintenance of well-anchored inflation expectations assisted the recovery, as the economy avoided a potentially destabilizing deflationary spiral. Thus, the episode provides valuable lessons with respect to the critical importance of credibility and well-anchored inflation expectations in the conduct of monetary policy. From this experience, we offer policy conclusions and note the need to improve measures of inflation expectations. We also highlight the need to better understand how households and firms form inflation expectations, and how those expectations affect price formation.

Measuring Inflation Expectations

Before examining the importance of inflation expectations in the conduct of monetary policy, it is necessary to look at how they are measured in practice. There are two main sources of information on inflation expectations: surveys and markets. Their relative strengths and weaknesses are considered in turn.

Surveys

Surveys of inflation expectations consider three types of respondents: households, businesses, and professionals (the latter are often referred to as market participants or experts). **Table 1** lists the most commonly referenced surveys, together with details on their structure.[1] Surveys typically ask respondents what they expect inflation to be in the next 4 to 8 quarters and in the next 5 to 10 years. Survey frequency varies from monthly to semi-annually, and most are available from the 1990s onwards.[2] Studies of inflation expectations typically focus on the median range as the relevant indicator, since extreme observations may not be particularly informative. Disagreement among respondents to the same survey can be useful at times, however, since it can be interpreted as disagreement in the population or as a proxy for inflation uncertainty (Mankiw, Reis, and Wolfers 2003).[3]

There are two main sources of information on inflation expectations: surveys and markets.

Most surveys are conducted at the national level: for example, in the United States, the Survey of Professional Forecasters, conducted quarterly by the Federal Reserve Bank of Philadelphia. Other examples include surveys by the University of Michigan, the Banco Central do Brasil, and the Bank of Japan. In Canada, the Conference Board of Canada conducts its Survey of Forecasters each quarter. The Conference Board forecasts are on a calendar-year basis, and the survey reports only the mean of respondents' inflation forecasts. The Bank of Canada's quarterly Business Outlook Survey reports on consultations with about 100 firms across Canada in sectors that broadly reflect the composition of the GDP. The survey asks firms their forecasts of annual consumer price index (CPI) inflation over the next two years, and reports the responses grouped into four ranges: below 1 per cent, 1 to 2 per cent, 2 to 3 per cent, and above 3 per cent.[4]

International surveys, such as Blue Chip Economic Indicators, the IFO World Economic Survey, and Consensus Economics' Consensus Forecast, allow for cross-country comparisons. The most widely used is the Consensus Forecast, which surveys a large cross-section of professional forecasters (currently more than 700 worldwide in more than 85 countries, including Canada), asking each one their predictions

1 For further detail on the Michigan survey, the Livingston Survey, and the Survey of Professional Forecasters, see Curtin (1996), Croushore (1997), and Croushore (1993), respectively.

2 The Michigan Survey of Consumer Attitudes and Behavior has been conducted quarterly since 1946, even though for the first 20 years respondents were asked only whether they expected prices to rise, fall, or stay the same.

3 Disagreement about the future path of inflation tends to rise with the inflation rate or when inflation changes sharply. Surveys of consumers usually reveal greater disagreement than surveys of economists, which show a smaller range of estimates across respondents.

4 The question on inflation expectations in its current form has been part of the survey since 2001.

Table 1: Surveys of inflation expectations

Survey	Participants	Start date	Frequency	Organization	Measures of inflation expectations and horizon
United States					
Michigan Survey of Consumer Attitudes	500 to 700 consumers	1978	Monthly	University of Michigan	Expected change in prices 12 months ahead
Survey of Professional Forecasters	34 professionals	1981	Quarterly	Federal Reserve Bank of Philadelphia	GDP deflator, CPI, PCE, and Core PCE 6 quarters ahead, 5 and 10 years ahead
Livingston Survey	48 professionals	1946	Semi-annually	Federal Reserve Bank of Philadelphia	CPI, current quarter, 2 quarters ahead, 4 quarters ahead
Europe					
Survey of Professional Forecasters	59 professionals	1999	Quarterly	European Central Bank	CPI, point estimates and density forecasts for 1 year ahead, 2 years ahead, and 5 years ahead
European Commission Consumer Survey	39,900 consumers	1985	Monthly	European Commission	Expected changes in consumer prices 12 months ahead
United Kingdom					
Bank of England-GfK/NOP	2,000 consumers	2001	Quarterly	Bank of England and GfK/NOP	Expected change in shop prices 12 months ahead
Citigroup/YouGov	2,000 consumers	2005	Monthly	YouGov/Citigroup	Expected change in consumer prices of goods 12 months ahead
Canada					
Survey of Forecasters	500 firms	1985	Quarterly	Conference Board of Canada	Percentage of firms expecting price increases over the next 6 months and for the next calendar year
Business Outlook Survey	100 firms	1997	Quarterly	Bank of Canada	Expected annual rate of CPI inflation for the next 2 years
Japan					
Bank of Japan Survey	3,000 consumers	1993	Quarterly	Bank of Japan	Qualitative: will prices go up, down, or stay the same? And reference prices for judging change
Other					
IFO World Economic Survey	1,000 professionals in 90 countries	1991	Quarterly	IFO Research Center, w. support from the European Commission	Expected inflation 6 months ahead
Consensus Economics	700 professionals in 85 countries	1989	Monthly	Consensus Economics Inc.	Inflation for the current year, for next year, and for 5 to 10 years
Blue Chip Economic Indicators	50 professionals	1976	Monthly	Aspen Publishers	Inflation 0 to 7 quarters ahead for the United States 1 to 2 years ahead for other major economies
Banco do Brasil Business Survey	1,000 professionals	2001	Daily	Banco do Brasil	IPCA inflation over the next 12 months

for growth, inflation, unemployment, and short- and long-term interest rates.

Market-based measures

Inflation expectations can also be inferred from asset prices, such as break-even inflation rates (BEIRs).[5] The break-even inflation rate is the difference between the nominal yield on a fixed-rate bond and the real yield on an inflation-linked (or real return) bond of the same term and maturity. Real return bonds, such as U.S. Treasury Inflation-Protected Securities (TIPS) differ from non-indexed debt securities in that their principal is adjusted for changes in a specified price index.[6] Such indexation protects the purchasing power of the principal, which will have the same real value at maturity in terms of the power to buy items in a consumption basket as when the security was originally issued. BEIRs are easily derived for the United States and the United Kingdom, which have the deepest and most liquid markets for both nominal and real return bonds and issue at a wide range of maturity points (and hence the longest time series for the widest range of forecast horizons). Break-even inflation rates can also be calculated for Canada, France, and some other industrialized countries, but the data are much more limited.

Advantages and disadvantages

Both measures of inflation expectations have advantages and disadvantages. Survey measures have three main advantages: (i) the breadth of coverage is large, including market participants, businesses, and households; (ii) some surveys have been conducted for many decades, allowing comparative analysis from previous inflationary (or deflationary) episodes; and (iii) surveys minimize market distortions, because they avoid certain biases, such as liquidity risk, inflation risk, and institutional distortions, that can affect market-based measures.

Surveys also have several shortcomings: (i) they are often conducted only quarterly or semi-annually and may therefore miss recent changes in inflation expectations. There are also lags between the time they are taken and publication of their results; (ii) surveys may be biased, since households may overweight price changes for frequently purchased goods and services, such as gasoline and food;[7] (iii) comparison of survey results across countries is difficult, given differences in survey methodologies; (iv) responses are equally weighted, irrespective of respondents' ability to forecast inflation; and (v) the answers of some survey respondents may be strategic: market participants may have incentives not to reveal private information and thus tend towards consensus forecasts.

Data from market-based measures have many advantages.[8] First, BEIRs and various other measures of inflation expectations derived from asset prices are available daily. Second, market-based measures may reflect agents' expectations more accurately, since market participants "vote" with real money.[9] In addition, depending on the breadth and depth of the relevant markets, market-based measures can reveal inflation expectations across a wider range of forecast horizons than surveys.

There are, however, some concerns with BEIRs. They may suffer from the fact that the liquidity characteristics of the two instruments (nominal and real return bonds) differ considerably: while there are deep and liquid markets for regular, nominal return bonds, this is less true for real return bonds, and their implied yield may therefore be biased because of a variable liquidity premium between the two.[10] Moreover, during times of market stress, a flight to quality might distort nominal yields disproportionately.[11] Institutional factors and self-selection may also distort the information content of BEIRs, since some investors, such as pension funds and insurance firms, may have strong preferences for real return bonds,[12] thus leading to a premium for those bonds. In addition, BEIRs might suffer from mismatched cash flows. While coupon payments on nominal bonds are fixed, those on real return bonds rise with inflation. This means that each bond will react differently to changes in the expected path and variance of the inflation rate, biasing the BEIR. Finally, if the term structure of

5 Inflation-indexed swaps could also be used to infer inflation expectations. An inflation-indexed swap is a derivative instrument where the payments under the contract depend on the value of an inflation index, such as the CPI.

6 In most cases, the index used is the CPI. A notable exception is the United Kingdom, where the Retail Prices Index is used.

7 Thomas (1999) and Mehra (2002) suggest that the bias in survey forecasts may vary across accelerating versus decelerating inflation environments or across the business cycle.

8 For more details, see Christensen, Dion, and Reid (2004).

9 This is important in the current environment, since feedback between expectations of deflation and postponed consumption and investment would begin only if people act on those expectations.

10 In some markets, inflation-indexed swaps are more liquid than real return bonds, which suggests that inflation-indexed swaps may be a more reliable measure of inflation expectations.

11 During the financial crisis in 2008, the flight to safety implied a large premium for nominal bonds, leading to a large distortion in the BEIR.

12 For example, insurance firms may need to hedge liabilities that are indexed to inflation.

inflation expectations is not flat, BEIRS will be biased, and this bias will be greater at shorter horizons.[13]

Are survey and market measures able to give a reliable picture of current inflation expectations? In the Canadian context, Christensen, Dion, and Reid (2004) find that the BEIR in Canada is not a reliable measure of inflation expectations because of the maturity and liquidity characteristics of Real Return Bonds. Simply, Canada's Real Return Bonds have a 30-year maturity and are considerably less liquid than conventional 30-year bonds, which leads to frequent distortions in the measure of expected inflation. For the United States, Ang, Bekaert, and Wei (2007) find that survey data outperform market-based measures, times-series ARIMA models, and regressions using data on real economic activity. Consequently, the most recent evidence suggests that surveys may be a more reliable guide to inflation expectations for the United States and Canada.

Inflation Expectations and Monetary Policy

Measures of inflation expectations play a key role in the conduct of monetary policy since they provide useful signals with respect to the credibility of the central bank and its long-run inflation objective. Inflation expectations are also a crucial part of the analysis used by many central banks to generate inflation forecasts. Inflation expectations are one of the main drivers of current inflation, because expected inflation influences current wage negotiations, price setting, and financial contracting for investment. Because of this link, central banks can affect current and future inflation by better anchoring agents' expectations of long-term inflation.

Inflation expectations and central bank credibility

The analytical framework used by most central banks assumes that economic agents are mainly forward looking and rational, which has strongly influenced the design of monetary policy (Bernanke 2007). In this framework (and in practice), central banks can manage and stabilize inflation expectations, and hence inflation, through various factors, including the choice of policy regime, their actions, and their communications. For instance, an inflation-targeting regime in which the central bank commits to keep inflation at a specific rate or range over a specified period provides a clear, measurable commitment and a performance target. This policy commitment sends a clear signal to the public and to market participants about the priority of monetary policy and thus helps to anchor inflation expectations.[14] But having the correct regime is not enough: delivery is key. Credibility requires policy actions (Mishkin 2007), since these actions demonstrate the central bank's commitment to price stability and its ability to achieve it—making inflation expectations relatively insensitive to incoming data. Lastly, central banks can improve their credibility through clear and effective communication. Clarity about the goals of the central bank, and how it plans to achieve them, can further anchor inflation expectations, and thus inflation.

Central banks can affect current and future inflation by better anchoring agents' expectations of long-term inflation.

A review of the empirical literature

The theoretical basis for the use of inflation expectations is clear: well-anchored inflation expectations can help the central bank achieve its inflation objective. Whether this is true in practice is essentially an empirical question. To this end, there is a large literature on the interaction between inflation, inflation expectations, and the conduct of monetary policy.

Inflation persistence and inflation expectations

Inflation persistence or inertia is of concern to central banks, since it can inhibit the bank's ability to achieve its inflation objective. In particular, high persistence may suggest that economic agents form inflation expectations in a backward-looking (instead of forward-looking) manner. Backward-looking inflation expectations could therefore indicate that a central bank's credibility is low, potentially impairing the efficacy of its actions. Not surprisingly, postwar inflation data suggest that inflation has often tended to be highly correlated with lagged inflation; i.e., there is persistence in observed inflation. While some persistence may be intrinsic to an economy, the level will likely decline if expectations

13 A detailed explanation of this phenomenon can be found in Christensen, Dion, and Reid (2004).

14 Price-level targeting could have a further stabilizing effect on inflation expectations, and this has been an area of active research by the Bank of Canada. See Ambler (2009) for a review of the research.

become more forward looking as a result of more credible monetary policy (Woodford 2006). Simply, the greater the importance of forward-looking expectations, the less persistent inflation should be (Rudd and Whelan 2007; Sims 2008).[15] Consequently, the question arises as to whether the institutional framework for monetary policy, through its effect on inflation expectations, can lower inflation persistence.

Many have argued that a simple way to make agents more forward looking is to introduce an inflation target. Several recent empirical studies test whether the institutional framework affects inflation persistence. Benati (2008) considers several alternative monetary policy regimes in a recent cross-country study, and finds that for inflation-targeting (IT) countries—Canada, Sweden, the United Kingdom, and New Zealand—inflation was persistent prior to the adoption of the IT regime. But since the adoption of IT, lagged inflation is no longer a statistically significant predictor of current inflation: i.e., persistence has declined. Likewise, inflation persistence in the euro area has declined since the adoption of the euro.[16] More recently, Mendes and Murchison (2009–10) examine inflation persistence in Canada and also find a substantial decline in persistence relative to the 1980s. They emphasize the importance of the adoption of the IT target in 1991. Results for the United States are more ambiguous, however, and seem sensitive to which measure of inflation is used. Benati (2008) finds that inflation measured by the GDP deflator and the Personal Consumption Expenditures (PCE) price index shows considerable persistence in the United States, even after 1995, while estimates of CPI inflation show almost no persistence. Benati's study and others suggest that past inflation experience influences current inflation, as well as expectations about future inflation.[17] However, the extent of this influence appears to decline substantially as the monetary policy regime's commitment to price stability strengthens.[18]

Anchoring inflation expectations

As discussed above, uncertainty about the central bank's objective, or its commitment to a target, can affect expectations of long-run inflation. A key argument in favour of inflation targeting is that it leads to better anchoring of inflation expectations. Several studies empirically test this assertion, which is also an implication of the rational-expectations model: if expectations are perfectly anchored, then long-run inflation expectations should not respond to current inflation (especially periods of higher-than-expected current inflation) or to other news about macroeconomic conditions.

Empirical studies on the United States generally find that its inflation expectations have become more stable since the early 1980s, but they remain somewhat sensitive to current shocks. Stock and Watson (2007) find that changes in the trend component of U.S. inflation are highly persistent, but that the variation in trend inflation has declined substantially since 1983. This implies that unexpected changes to inflation are much less likely to persist in the United States than in the past and, thus, that inflation expectations have become better anchored. Likewise, the response of inflation expectations to shocks from the macroeconomy and from monetary policy has declined over the period, as has the volatility of inflation expectations (Clark and Davig 2008). Nevertheless, there remains enough variability in trend U.S. inflation for Bernanke (2007) to conclude that inflation expectations continue to be imperfectly anchored.

15 This literature also includes related work by Altissimo, Mojon, and Zaffaroni (2009); Cechetti et al. (2007); and Kozicki and Tinsley (2003). The appropriate interpretation for the persistence of inflation is the source of an ongoing debate, particularly among Woodford (2006) and Rudd and Whelan (2007). While Rudd and Whelan are skeptical of rational expectations to describe how expectations are formed, they nevertheless emphasize that the role of expectations in the inflation process is "crucial" (p.32).

16 The number and timing of policy regimes is exogenously determined in Benati's model, and he assumes a single regime from 1971 to 1991. Benati's findings of very high inflation persistence in pre-IT periods may reflect a failure to adequately control for changes in trend inflation for Canada. Crawford, Meh, and Terajima (2009) allow for endogenous timing of regime changes and find that prior to inflation targeting Canada's inflation persistence was considerably lower than Benati's estimate.

17 Other evidence for the United States is mixed. Rudd and Whelan (2007) do not find that U.S. inflation is less persistent after the Volcker disinflation. This is consistent with research by Kozicki and Tinsley (2005, 2009), who find that it took a considerable period to build monetary policy credibility following the Great Inflation of the 1970s. They argue that this was partly due to the lack of a clear inflation target. Cogley and Sbordone (2005, 2008), however, find that inflation persistence in the United States is minimal after controlling for shifts in trend inflation.

18 Improvements in central bank credibility appear to be linked primarily to the choice of an inflation-targeting regime, rather than to additional communication or transparency. A few central banks, in the belief that greater transparency would help anchor expectations, have published their policy interest rate path. Andersson and Hofmann (2009) assess whether these forward guidance strategies of the central banks of New Zealand, Norway, and Sweden have helped anchor expectations of long-term inflation. They find that all three countries already had well-anchored inflation expectations and that publishing the interest rate path, on its own, did not improve the degree to which those expectations were anchored.

Market-based measures of U.S. inflation expectations also suggest imperfect anchoring: Gürkaynak, Sack, and Swanson (2005) demonstrate that forward U.S. interest rates at long horizons react significantly to various macroeconomic and monetary policy surprises. Similarly, Potter and Rosenberg (2007) find that shocks to short-run inflation expectations (2 to 5 years) continue to pass through to measures of long-run inflation expectations (9 to 10 years).

Kozicki and Tinsley (2005, 2009) study the Great Inflation of the 1970s and the post-Volcker disinflation period in detail, and conclude that the lack of an explicit monetary policy objective in the United States contributed to unanchored inflation expectations well into the late 1980s. In contrast, they show that after the Bundesbank announced medium-term targets for money growth in the mid-1970s, bond market measures of German inflation expectations soon began to track the Bundesbank's target.[19] Kozicki and Tinsley (2005) find that private sector expectations were slow to adjust to the lower-inflation regime in the United States, even though actual inflation declined quite quickly after 1979. They interpret their results as consistent with an initial lack of credibility regarding the Federal Reserve's long-term commitment to low and stable inflation following the high-inflation episodes in the 1970s and 1980s.

Several cross-country studies indicate that, as with inflation persistence, inflation expectations seem better anchored in countries with inflation-targeting regimes.

Recent international comparisons also provide evidence on the importance of the monetary policy regime for anchoring expectations. Several cross-country studies indicate that, as with inflation persistence, inflation expectations seem better anchored in countries with inflation-targeting regimes. These studies find that, unlike non-targeting countries, inflation expectations in IT countries, such as Canada, the United Kingdom, and Sweden, are not correlated to actual inflation, nor are they as sensitive to macroeconomic news or monetary policy surprises.[20] Overall, the existing research implies that expectations of long-term inflation in the United States are stable but imperfectly anchored, while countries with explicit inflation targets appear to have better-anchored expectations of long-term inflation. Moreover, better-anchored inflation expectations lead to lower inflation persistence.

Other influences on inflation expectations

The importance of credibility and the monetary policy regime for anchoring inflation expectations may ignore other important features of the inflation process, such as relative prices, especially those for food and energy, which are beyond the immediate control of the central bank. Clark and Davig (2008) find that shocks to food prices have a significant and persistent effect on expectations of long-run inflation in the United States. Energy prices, however, were not found to have a significant impact.[21] Galati, Poelhekke, and Zhou (2008) test whether the sharp increases in food and commodity prices that occurred between 2006 and mid-2008 led to a de-anchoring of inflation expectations in the euro area. Employing market data on interest rate swaps and inflation swaps (a more liquid market than inflation-indexed bonds) to measure inflation expectations in the euro area, they find evidence that inflation expectations became more sensitive to inflation news after June 2007, suggesting some drift in the inflation expectations of market participants away from the ECB's target. This evidence suggests that policy-makers must not take well-anchored inflation expectations for granted.

Recent Trends in Inflation Expectations

The 2008–09 period provides an excellent lens through which to examine the importance of inflation expectations for the conduct of monetary policy.

Survey data: History and the crisis

The historical behaviour of inflation expectations has evolved largely in line with the theory presented above: as central bank credibility has improved, inflation

19 At the end of 1974, the Bundesbank began a regime officially described as money targeting; however, Bernanke and Mihov (1997) argue that inflation, rather than money growth, seemed to be the actual target variable.

20 See for example, Levin, Natalucci, and Piger (2004); Gürkaynak, Levin, and Swanson (2006); Gürkaynak et al. (2006); and Beechey, Johannsen, and Levin (2008).

21 The authors point out that energy prices are volatile and that forecasters may, therefore, expect their movements to be transitory and may not place much weight on price changes. Food prices, however, tend to be more persistent and also make up a larger share of the CPI basket, which may lead forecasters to incorporate food-price movements into their expectations more readily.

Table 2: The development of inflation and inflation expectations

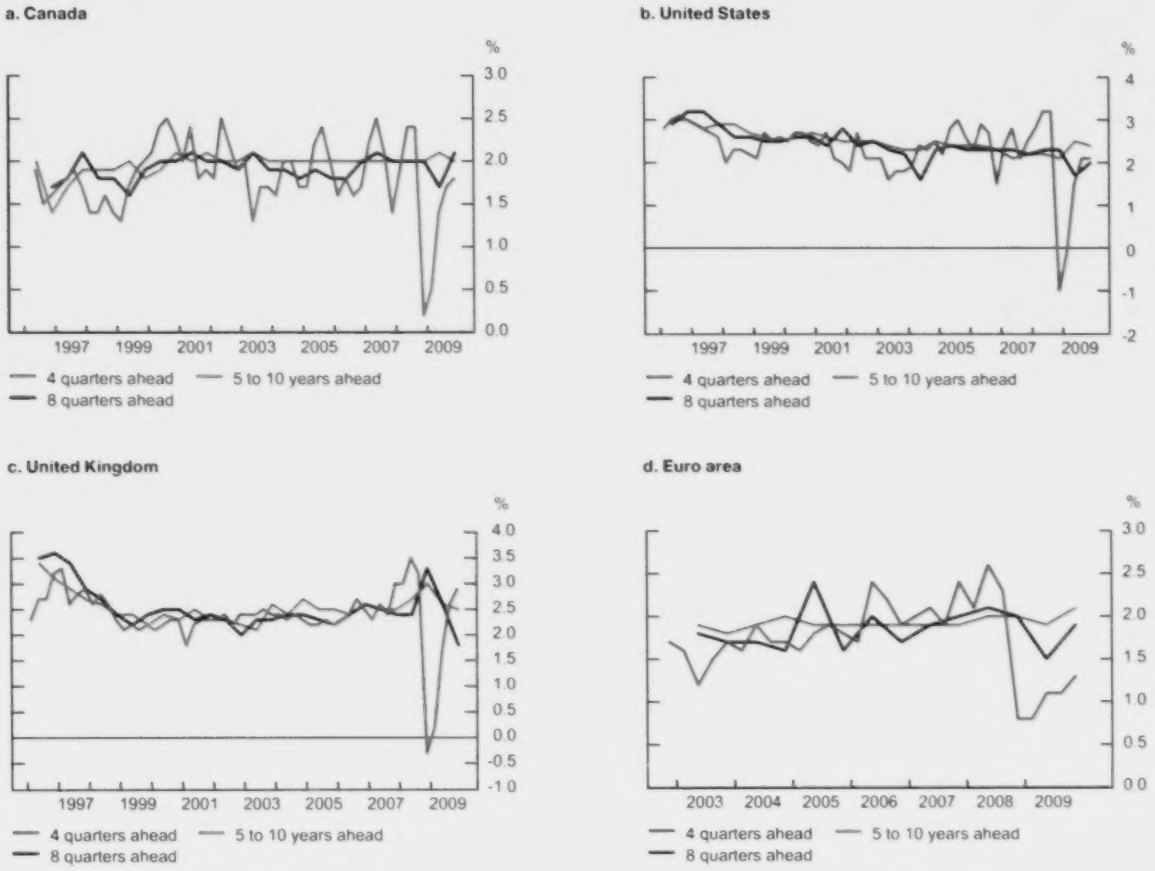
		Canada		Euro area		Japan		Norway		Sweden		Switzerland		United Kingdom		United States	
		mean	std. dev	mean	std. dev	mean	std. dev	mean	std. dev	mean	std. dev	mean	std. dev	mean	std. dev	mean	std. dev
Actual Inflation (CPI y/y)	I	1.4	0.7	1.8	0.6	0.5	0.9	2.1	0.6	0.9	1.2	0.7	0.6	2.0	0.5	2.4	0.6
	II	2.4	0.9	2.1	0.4	-0.6	0.4	2.2	1.4	1.6	0.9	0.9	0.5	1.2	0.3	2.5	0.8
	III	2.0	0.7	2.2	0.8	0.2	0.8	2.1	1.2	1.6	1.3	1.2	0.9	2.5	0.8	2.9	1.6
Expected inflation 4 quarters ahead	I	1.8	0.3	-	-	0.4	0.6	2.9	0.4	2.0	1.1	1.0	0.2	2.8	0.5	2.8	0.4
	II	2.0	0.3	1.6	0.2	-0.4	0.3	1.9	0.6	1.9	0.4	1.1	0.4	2.3	0.2	2.3	0.4
	III	1.8	0.6	1.8	0.5	0.1	0.6	2.0	0.7	1.7	0.9	1.0	0.4	2.3	0.9	2.2	1.1
Expected inflation 8 quarters ahead	I	2.0	0.3	-	-	0.8	0.6	2.6	0.5	2.4	0.8	1.2	0.0	3.1	0.6	3.0	0.4
	II	2.0	0.1	1.7	0.1	-0.2	0.5	2.2	0.2	2.1	0.3	1.3	0.2	2.3	0.1	2.4	0.3
	III	1.9	0.1	1.9	0.3	0.6	0.3	2.0	0.3	1.9	0.3	1.2	0.3	2.5	0.3	2.2	0.2
Expected inflation 5 to 10 years ahead	I	2.0	0.3	-	-	1.4	0.5	2.1	0.1	2.4	0.5	1.9	0.2	3.0	0.4	3.0	0.4
	II	2.0	0.1	1.9	0.1	0.8	0.4	2.3	0.2	2.0	0.0	1.6	0.1	2.3	0.1	2.5	0.1
	III	2.0	0.0	1.9	0.0	1.3	0.2	2.3	0.1	2.0	0.0	0.0	0.1	2.6	0.2	2.3	0.2

Note: Period I runs from the second half of 1994 to the first half of 1999; period II runs from the second half of 1999 to the first half of 2004; and period III runs from the second half of 2004 to the first half of 2009.
Source: Consensus Economics

expectations have become better anchored. **Table 2** presents the mean and standard deviation for actual CPI inflation and for inflation expectations 4 quarters ahead, 8 quarters ahead, and 5 to 10 years ahead, for seven advanced economies and the euro area. The data are divided into three periods: period I ranges from the second half of 1994 to the first half of 1999, period II from the second half of 1999 to the first half of 2004, and period III from the second half of 2004 to the first half of 2009. As a general trend, the mean and variance of inflation expectations converged over time to the mean and variance of actual inflation, especially in the 1994–99 and 1999–2004 periods. Moreover, as the forecast horizon becomes longer, expectations are much closer to actual inflation. Importantly, as a potential signal of growing central bank credibility and well-anchored inflation expectations, the standard deviation of the inflation forecasts 5 to 10 years ahead for most countries has fallen sharply over the past 10 years. Canada is an exception, since inflation expectations and actual inflation had already fallen significantly by 1994, and therefore the improvement over the periods considered in the table is smaller than for other countries.

An examination of more recent data provides valuable insights into the importance of well-anchored inflation expectations. Survey data from Consensus Economics for Canada, the United States, the United Kingdom, and the euro area show that since 2007, expectations of short-run inflation have been quite volatile **(Chart 1)**. In particular, the sharp and seemingly persistent rise in energy, food, and commodity prices in 2008 led to higher headline inflation, a feature that was reflected in rising expectations of shorter-term inflation. For example, in mid-2008, expectations for inflation 4 quarters ahead reached more than 3 per cent in the United States and the United Kingdom, over 2.5 per cent in the euro area, and increased in Canada but to slightly less than

Chart 1: Inflation expectations



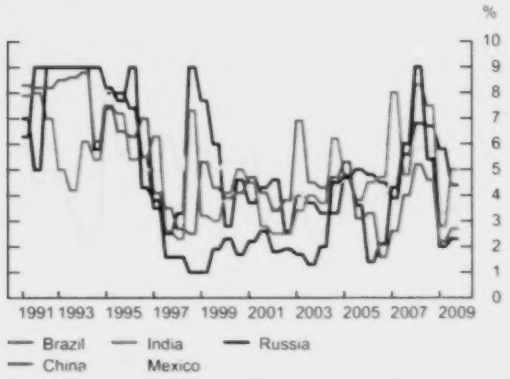
Source: Consensus Economics

2.5 per cent. The increase in inflation expectations in mid-2008 was even more prevalent for emerging-market economies **(Chart 2)**. Following the collapse of Lehman Brothers, the economic and financial turbulence intensified, and expectations for inflation 4 quarters ahead fell sharply, actually turning negative in the United States (December 2008 to March 2009), the United Kingdom (December 2008), and Sweden (March 2009). This was partly due to the collapse in commodity prices and fears of a sharp recession. In Canada, inflation expectations 4 quarters ahead also fell, although to a lesser extent. The sharp decline in expectations of short-run inflation at the height of the credit crisis suggests that market participants in some countries expected deflation in 2009, albeit that expectation was short lived. In fact, inflation expectations began to rise again later in 2009 as economies began to stabilize, although they currently remain lower than the levels prior to the crisis.

Despite the high volatility of short-term inflation expectations, expectations for longer-term inflation remained better anchored. Expectations for inflation 8 quarters ahead declined much less. During the most severe part of the crisis, the Bank of Canada's Business Outlook Survey of inflation expectations 2 years ahead found that over 40 per cent of firms expected inflation below 1 per cent, but by the second quarter of 2009 that share had dropped back to just 11 per cent of respondents **(Chart 3)**. Furthermore, expectations for long-term inflation (5 to 10 years ahead) remained essentially flat in most countries (ranging from 2.0 per cent to 2.5 per cent), despite the observed negative rates of inflation and the length of the recession. In consumer surveys, expected inflation

Chart 2: Inflation expectations in emerging-market countries

Six months ahead

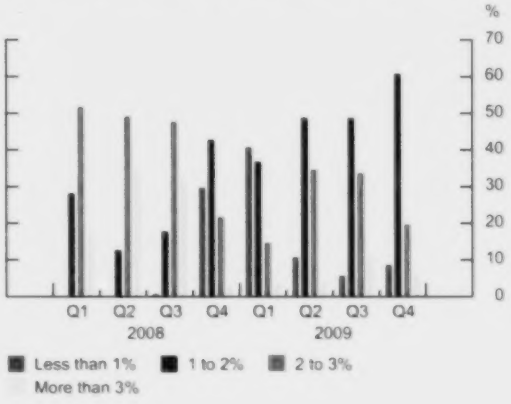


Note: The index is constructed by aggregating responses and assigning a value of 1 to lower inflation, 5 to same inflation, and 9 to higher inflation.

Source: IFO Institute

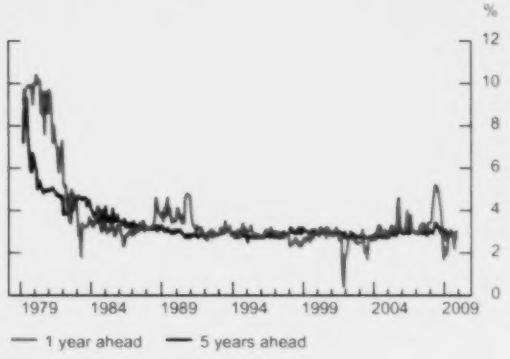
Chart 3: Bank of Canada Business Outlook Survey

Percentage of firms expecting CPI inflation over the next two years to be:



Source: Bank of Canada

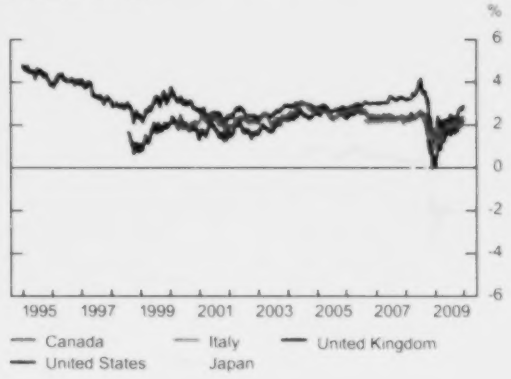
Chart 4: Inflation expectations in the United States (Michigan Survey)



Sources: DataStream/Michigan University

Chart 5: Breakeven inflation rates

Selected maturities



Source: Bloomberg

5 years ahead also remained relatively flat over the crisis period. For example, the Michigan survey indicates that U.S. consumers believed that inflation one year ahead would fall between mid-2008 and late-2008, but they did not expect deflation. In fact, consumers' inflation expectations remained close to the average of 3 per cent reported for the last decade **(Chart 4)**.[22] Thus, in both types of surveys (households and professionals), long-term inflation expectations remained well anchored, and the central banks' credibility remained intact.

22 Although there appears to be a persistent upward bias in consumer surveys, one observes that consumers' inflation expectations move roughly in line with the inflation expectations of professional forecasts. For example, the Bank of Japan's consumer survey of expectations of inflation one year ahead for March 2008 was 7.6 per cent, while the Consensus inflation forecast for the same period was 0.4 per cent. While less extreme, the Michigan survey of households also reports inflation expectations that are on average 0.5 percentage points higher than typical expert forecasts (from 1996 to 2008).

Market-based measures

The survey data suggest that inflation expectations, while volatile in the short run, are well anchored for longer horizons. However, since many surveys occur only quarterly or semi-annually, they may not have captured the true volatility of inflation expectations during the crisis. To address this issue, we examine BEIRs for the United States, the United Kingdom, Canada, and Japan.[23] As in the surveys of professionals, expectations for long-term inflation for the United States remained well anchored, except for a brief period at the height of the crisis, when BEIRs fell to close to zero. In Japan, BEIRs fell below zero in 2009 **(Chart 5)**.[24] In contrast, inflation expectations for the inflation-targeting United Kingdom and Canada remained above 1 per cent during the crisis for the BEIR measures considered.

Lessons from recent evidence

The recent financial crisis highlights the usefulness of inflation expectations within the framework for conducting monetary policy. Before the crisis, energy and food prices increased significantly, and expectations for shorter-term inflation rose accordingly. Expectations for long-term inflation remained well anchored, however, since households and firms were able to look through the commodity-price shock. This anchoring of expectations allowed policy-makers to look past the increase in energy prices, avoiding a possible policy mistake (in the absence of well-anchored inflation expectations, central banks may have been forced to raise interest rates just as the crisis was about to intensify, only to reverse them later). Clearly, the gains associated with well-defined inflation objectives and enhanced credibility helped to anchor inflation expectations and thus the inflation outcomes for many central banks.

The experience of the crisis emphasized the importance of well-anchored inflation expectations.

The experience of the crisis itself, from the collapse of Lehman Brothers onwards, again emphasized the importance of well-anchored inflation expectations. In the autumn of 2008, commodity prices fell dramatically, and fears of a severe recession intensified. In fact, expectations for inflation 4 quarters ahead also fell sharply, and even went negative in some jurisdictions (market-based measures revealed a similar pattern). However, longer-term inflation expectations remained well anchored, despite the opening of large and likely persistent output gaps. This clearly indicates that central banks maintained their credibility, despite the massive shocks that were affecting the economy. The maintenance of well-anchored expectations assisted the recovery, since the economy avoided a potentially destabilizing deflationary spiral.

Conclusions and Avenues for Future Research

Inflation expectations play a critical part in the conduct of monetary policy, providing timely and useful information with respect to the central bank's credibility. Inflation expectations form a key part of the information set used by central banks to understand and forecast inflation. Importantly, much of the existing research indicates that central banks that have a clear and credible commitment to low and stable inflation, especially those with inflation-targeting regimes, have been very successful in anchoring inflation expectations over the past two decades.

Inflation expectations will continue to inform policy-making, as central banks seek to withdraw from the extraordinary measures enacted during the crisis and beyond. In normalizing monetary policy rates, inflation expectations will be monitored closely, given the crucial role of credibility in anchoring inflation expectations. Massive fiscal stimulus packages and future pressure on fiscal budgets related to demographic change have led to record fiscal deficits and to high projected ratios of debt to GDP over the coming years in many advanced economies. Some market participants have expressed concerns that debt levels may become unsustainable and will eventually be monetized (although this concern has not yet materialized in measures of inflation expectations). In such an environment, inflation expectations can provide a useful leading indicator of whether fiscal and monetary policy credibility has been maintained.

Further research is required in several areas. First, how households and market participants form inflation expectations is not well understood. Bernanke

23 BEIRs may suffer from liquidity risk: while there are deep and liquid markets for regular, nominal return bonds, this is less true for real return bonds, and their implied yield may therefore be biased.

24 Expectations of negative inflation for Japan are not surprising, given Japan's recent experience with deflation.

(2007) has called for more emphasis on incorporating learning and imperfect information in the modelling of inflation and of inflation expectations. Second, both survey and market measures exhibit biases over time. Accounting for these biases when interpreting measures of inflation expectations requires further consideration. Finally, more cross-country data on inflation expectations are needed, especially on the expectations of firms and business owners. Since business representatives participate directly in setting prices and wages, more insight into the inflation expectations of price-setting firms in a larger set of countries and over different time horizons, would be very helpful to policy-makers.

Literature Cited

Altissimo, F., B. Mojon, and P. Zaffaroni. 2009. "Can Aggregation Explain the Persistence of Inflation?" *Journal of Monetary Economics* 56 (2): 231–41.

Ambler, S. 2009. "Price-Level Targeting and Stabilization Policy: A Review." *Bank of Canada Review* (Spring): 19–29.

Andersson, M. and B. Hofmann. 2009. "Gauging the Effectiveness of Central Bank Forward Guidance." Paper presented at the 24th Annual Congress of the European Economic Association and the 64th European meeting of the Econometric Society (EEA-ESEM), Barcelona, Spain, 23–27 August.

Ang, A., G. Bekaert, and M. Wei. 2007. "Do Macro Variables, Asset Markets, or Surveys Forecast Inflation Better?" *Journal of Monetary Economics* 54 (4): 1163–1212.

Beechey, M., B. Johannsen, and A. Levin. 2008. "Are Long-Run Inflation Expectations Anchored More Firmly in the Euro Area than in the United States?" Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series No. 2008-23.

Benati, L. 2008. "Investigating Inflation Persistence across Monetary Regimes." *Quarterly Journal of Economics* 123 (3): 1005–60.

Bernanke, B. 2007. "Inflation Expectations and Inflation Forecasting." Speech to the Monetary Economics Workshop of the NBER Summer Institute, Cambridge, Massachusetts, 10 July.

Bernanke, B. and I. Mihov. 1997. "What Does the Bundesbank Target?" *European Economic Review* 41 (6): 1025–53.

Cecchetti, S., P. Hooper, B. Kasman, K. Schoenholtz, and M. Watson. 2007. "Understanding the Evolving Inflation Process." Paper presented at the U.S. Monetary Policy Forum, Washington D.C., 9 March.

Christensen, I., F. Dion, and C. Reid. 2004. "Real Return Bonds, Inflation Expectations, and the Break-Even Inflation Rate." Bank of Canada Working Paper No. 2004–43.

Clark, T. and T. Davig. 2008. "An Empirical Assessment of the Relationships among Inflation and Short- and Long-Term Expectations." Federal Reserve Bank of Kansas City Research Working Paper No. RWP 08-05.

Cogley, T. and A. Sbordone. 2005. "A Search for a Structural Phillips Curve." Federal Reserve Bank of New York Staff Report No. 203.

———. 2008. "Trend Inflation, Indexation, and Inflation Persistence in the New Keynesian Phillips Curve." *American Economic Review* 98 (5): 2101–26.

Crawford, A., C. Meh, and Y. Terajima. 2009. "Price-Level Uncertainty, Price-Level Targeting, and Nominal Debt Contracts." *Bank of Canada Review* (Spring): 31–41.

Croushore, D. 1993. "Introducing: The Survey of Professional Forecasters." *Federal Reserve Bank of Philadelphia Business Review* November/December: 3–15.

———. 1997. "The Livingston Survey: Still Useful after All These Years." *Federal Reserve Bank of Philadelphia Business Review* March/April: 15–27.

Curtin, R. 1996. "Procedure to Estimate Price Expectations." University of Michigan Survey Research Center. Mimeo.

Galati, G., S. Poelhekke, and C. Zhou. 2008. "Did the Anchor of Inflation Expectations in the Euro Area Turn Adrift?" De Nederlandsche Bank Working Paper No. 191/2008.

Gürkaynak, R., A. Levin, A. Marder, and E. Swanson. 2006. "Inflation Targeting and the Anchoring of Inflation Expectations in the Western Hemisphere." Central Bank of Chile Working Paper No. 400.

Gürkaynak, R., A. Levin, and E. Swanson. 2006. "Does Inflation Targeting Anchor Long-Run Inflation Expectations? Evidence from Long-Term Bond Yields in the U.S., U.K., and Sweden." Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper No. 2006-09.

Gürkaynak, R., B. Sack, and E. Swanson. 2005. "The Sensitivity of Long-Term Interest Rates to Economic News: Evidence and Implications for Macroeconomic Models." *American Economic Review* 95 (1): 425–36.

Kozicki, S. and P. Tinsley. 2003. "Alternative Sources of the Lag Dynamics of Inflation?" In *Price Adjustment and Monetary Policy*, 3–47. Proceedings of a conference held by the Bank of Canada, November 2002. Ottawa: Bank of Canada.

———. 2005. "What Do You Expect? Imperfect Policy Credibility and Tests of the Expectations Hypothesis" *Journal of Monetary Economics* 52 (2): 421–47.

———. 2009. "Perhaps the 1970s FOMC Did What It Said It Did." *Journal of Monetary Economics* 56 (5): 842–55.

Levin, A., F. Natalucci, and J. Piger. 2004. "The Macroeconomic Effects of Inflation Targeting." *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 86 (4): 51–80.

Mankiw, N. G., R. Reis, and J. Wolfers. 2003. "Disagreement about Inflation Expectations." National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper No. 9796.

Mehra, Y. P. 2002. "Survey Measures of Expected Inflation: Revisiting the Issues of Predictive Content and Rationality." *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly* 88 (3): 17–36.

Mendes, R. and S. Murchison. 2009–10. "Declining Inflation Persistence in Canada: Causes and Consequences." *Bank of Canada Review* (Winter 2009–2010): 1–14.

Mishkin, F. 2007. "Inflation Dynamics." National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper No. 13147.

Potter, S. and J. Rosenberg. 2007. "Are US Inflation Expectations Anchored, Contained or Unmoored?" Federal Reserve Bank of New York. Mimeo.

Rudd, J. and K. Whelan. 2007. "Modeling Inflation Dynamics: A Critical Review of Recent Research." *Journal of Money, Credit and Banking* 39 (S1): 155–70.

Sims, C. 2008. "Inflation Expectations, Uncertainty, the Phillips Curve, and Monetary Policy." Paper presented at the Federal Reserve Bank of Boston conference "Understanding Inflation and the Implications for Monetary Policy: A Phillips Curve Retrospective," Chatham, Massachusetts, June 9–11.

Stock, J. and M. Watson. 2007. "Why Has U.S. Inflation Become Harder to Forecast?" *Journal of Money, Credit and Banking* 39 (S1): 3–33.

Thomas, L. B. Jr. 1999. "Survey Measures of Expected U.S. Inflation." *Journal of Economic Perspectives* 13 (4): 125–44.

Woodford, M. 2006. "Interpreting Inflation Persistence: Comments on the Conference on 'Quantitative Evidence on Price Determination'." Available at <http://www.columbia.edu/~mw2230/QEPDcomment.pdf>.

Monetary Policy Rules in an Uncertain Environment

Gino Cateau and Stephen Murchison, Canadian Economic Analysis Department

- *Central banks have increasingly focused on a systematic approach to monetary policy. Simple monetary policy rules help to facilitate the communication of monetary policy to the public and enhance its predictability.*
- *Monetary policy rules have become an integral part of central bank models and are often fine-tuned to maximize economic welfare. However, uncertainty about the "true" model can seriously affect the performance of these rules and should therefore be accounted for when designing robust rules.*
- *Simple policy rules can often provide a good approximation to fully optimal policy under perfect information and are typically more robust to uncertainty.*
- *In ToTEM, an optimized simple rule that responds to a forecast of the price level is more robust to parameter uncertainty than a rule that responds to inflation.*

Monetary policy is most effective when the central bank's objectives, and the means of achieving those objectives, are well understood and regarded as credible by the public. This requires that the central bank communicate clearly what it seeks to achieve, such as inflation control over the medium term, and how its current and future actions can be expected to bring about the desired outcome(s). Since the collection and processing of information is costly for private agents, it is in the central bank's own best interest to respond to economic developments in a predictable fashion that is easy to communicate. Not only does this facilitate a better understanding of current policy actions, but it permits markets to better forecast the central bank's future actions.

Beginning with the seminal work of Taylor (1993), academic researchers and central banks have increasingly focused on the benefits of a systematic approach to the design of monetary policy. Monetary policy rules, or reaction functions, have become an integral part of central bank models and are often fine-tuned to maximize economic welfare. However, such fine tuning is inherently risky when the central bank has an imperfect understanding of how the economy functions.

This article discusses recent research on the influence of various forms of economic uncertainty on the performance of different classes of monetary policy rules: from simple rules to fully optimal monetary policy under commitment. Building on the research discussed in the Summer 2002 issue of the *Bank of Canada Review*, we explain why uncertainty matters for policy-rule design and provide quantitative examples from the recent literature, which has increasingly focused on structural models that feature rational expectations. We also present results for several policy rules in ToTEM, the Bank of Canada's

main projection and policy analysis model (Murchison and Rennison 2006), including rules that respond to the price level, rather than to inflation.

The article begins with a brief discussion of the theoretical arguments in favour of commitment to a policy rule and the role played by such rules in the design of real-world monetary policy. It then discuss the four major forms of uncertainty with which central banks must contend when formulating policy and how each type affects the performance of various rules. It concludes with a brief review of strategies for designing so-called robust rules: i.e., rules that perform well across a broad range of economic models.

What Is a Monetary Policy Rule?

For our purposes, a policy rule can be thought of as a mathematical equation that determines the appropriate level for the central bank's policy instrument as a function of one or more economic variables that describe the state of the economy.[1] Given that such rules are specified in terms of the policy instrument, they are often called instrument rules. An essential feature of such a rule is that while the policy interest rate varies through time in response to economic developments, its response to a given shock or state of the economy does not. Therefore, adherence to a rule is synonymous with predictability, and thus private agents in the economy understand how policy will respond now and in the future.

One might question why a central bank would adhere to a single rule, since doing so might constrain it in unfavourable ways. Even if the central banks' objectives do not vary through time, it may wish to maintain a high level of discretion in how it responds to the economy. The simple answer is that no central bank literally sets policy based on a single rule. For various reasons beyond the scope of this article, central banks do exercise a certain degree of judgment or discretion when setting policy. But this does not render the discussion of policy rules academic. What matters is that monetary policy is predictable from the viewpoint of private agents, whose decisions are influenced by current and future policy actions. From this perspective, the central bank's strict commitment to a published rule can be seen as one extreme, whereas choosing policy at each point in time in a purely discretionary fashion can be seen as the opposite extreme.

Adherence to a rule is synonymous with predictability, and thus private agents in the economy understand how policy will respond now and in the future.

Recent empirical research generally supports the idea that monetary policy in many industrialized countries does contain a large systematic component. For instance, much of the interest in the so-called Taylor rule (Taylor 1993) is based on the observation that it predicts the actual behaviour of the federal funds rate in the United States over the period 1987–92 reasonably accurately. Thus, while no central bank literally follows a rule, their actual behaviour may be well approximated by such a rule. This is likely due, at least in part, to the fact that modern central bank projection models feature policy rules and that these models are used to provide policy advice.

So why do central banks behave in a manner broadly consistent with adherence to a rule? One key benefit is predictability. Monetary policy is most effective when households and firms understand both the objectives of monetary policy and how the central bank goes about achieving those objectives. By explicitly or implicitly committing to a certain pattern of behaviour, a central bank can influence private sector expectations of the future path of the policy rate, which, in turn, can help the central bank achieve its objectives. For instance, suppose a central bank has earned a reputation for responding aggressively to inflation whenever it strays from the target. Then, when an unanticipated shock causes inflation to deviate from the target, the deviation will be perceived as short lived. As a result, agents' expectations of future inflation will not respond to the shock, which, in turn, will dampen the current inflation response. In this way, a credible commitment to respond aggressively to shocks that affect inflation, combined with private sector expectations that factor in that commitment, can attenuate the required policy response.

1 This is a somewhat narrow definition. In the economics literature, a rule can either describe how the policy instrument reacts to the state of the economy, or it can prescribe a particular economic outcome, such as the achievement of the central bank's inflation target—hence the label "targeting rules." (Svensson 1999). In the latter case, the behaviour of the policy instrument can be inferred only in the context of a full model that links the policy instrument to the targeting variables included in the rule.

Types of Rules

Since the general consensus among central bankers is that the long-run objective of monetary policy should be price stability, a natural starting point would be to design a rule that ensures long-run price stability. For example, the Bank of Canada aims to maintain the growth rate of the consumer price index (CPI) at the 2 per cent midpoint of a 1 to 3 per cent control range. According to the conventional view of the monetary policy transmission mechanism, inflation tends to decline when interest rates are high, other things being equal, and increase when interest rates are low. Therefore, an appropriate rule would stipulate that the Bank raise the target overnight interest rate[2] when current CPI inflation exceeds 2 per cent and lower it when inflation is below 2 per cent.

Restricting one's focus to the long-run objective of price stability represents an overly narrow view of the role of monetary policy. It is generally acknowledged that monetary policy can focus on, although not necessarily fully achieve, multiple *short-run* objectives. For instance, a central bank may care about stabilizing both inflation around the target and real GDP around potential GDP. To the extent that certain shocks push inflation and the output gap in opposite directions, a short-run trade-off exists, which will be reflected by the inclusion of both inflation and the output gap in the policy rule.

Perhaps the best-known policy rule is the Taylor rule (Taylor 1993), which was estimated using U.S. data and is given by:

$$R_t = 4.0 + 1.5(\pi_t - 2) + 0.5\tilde{y}_t, \qquad (1)$$

where R_t is the U.S. federal funds rate, π_t is the rate of price inflation, and $\tilde{y}_t$ is the output gap, all in period t. According to the Taylor rule, when inflation equals 2 per cent and output equals potential output, the federal funds rate should be set equal to 4 per cent—400 basis points (bps). Moreover, that rate should be adjusted by 150 bps up or down for every 1-percentage-point difference between actual inflation and the desired level of 2 per cent, and 50 bps for every 1-per cent difference between output and potential output. The Taylor rule's greatest virtue may be its simplicity, since the policy rate in a given period can be described in terms of just two economic variables.[3]

The Taylor rule is a special case of a broader class of so-called simple rules. There are important extensions to this basic set-up that include (a) lagged interest rates as an additional argument in the rule, and (b) replacing current inflation by a forecast of future inflation. A lag of the interest rate was initially added because it resulted in a better fit of the data (Clarida, Gali, and Gertler 2000), and it suggests that, in response to a change in economic conditions, central banks adjust the policy rate gradually over several months, rather than all at once, as suggested by the Taylor rule. Woodford (1999) has argued that interest rate smoothing or *inertia* is actually consistent with optimal central bank behaviour when economic agents form their expectations in a forward-looking manner. As the relative weight on the lagged interest rate increases, the future value of the policy rate becomes easier to predict, since it is determined to a greater extent by the current rate.

Responding to a forecast of future, rather than current, inflation is also consistent with optimal behaviour if monetary policy exerts its maximum effect on inflation with a lag and if the central bank is good at forecasting inflation. The policy rule currently used in ToTEM includes a role for both the lagged policy interest rate and a forecast of future inflation, and is described by the equation:

$$R_t = \rho R_{t-1} + (1-\rho)\left[R^* + \varphi_\pi(E_t\pi_{t+k} - \pi^T) + \varphi_y(\tilde{y}_t)\right], \qquad (2)$$

where R_t is the target overnight interest rate in period t, R^* is the long-run, neutral rate of interest, $E_t\pi_{t+k}$ is the period t expectation of inflation in period $t+k$, and $\tilde{y}_t$ is the output gap. ρ, φ_π, and φ_y are fixed parameters that determine the degree of interest rate smoothing and the sensitivity of the policy rate to deviations of inflation from target and to the output gap, respectively.[4] Note that k determines the degree to which policy is forward looking and is referred to as the "feedback horizon."

The rules discussed so far summarize the behaviour of monetary policy in terms of just a few economic variables, such as expected inflation and the output

2 The target for the overnight interest rate is the conventional policy instrument in Canada.

3 Potential output was proxied by a simple linear trend of log GDP in Taylor's specification, which is straightforward to calculate.

4 In the current version of ToTEM used for projections, the optimized parameter values are $\rho = 0.95$, $\varphi_\pi = 2.0$, $\varphi_y = 0.35$, $k = 2$, and $R^* = 4.75$ per cent.

gap. Explaining the movements in the policy rate from one period to the next is, therefore, straightforward. But this simplicity typically comes at the price of reduced performance in terms of economic stabilization. To see why, consider first that the forecast of inflation depicted in equation (2) will depend on every variable in the economic model, and in a fully articulated model, such as ToTEM, the number of economic variables can be considerable. Implicitly, the strength of the central bank's response to each of these variables is governed by a single parameter: φ_π in equation (2).

But suppose that instead of forcing monetary policy to respond to forecast inflation, we allocate a separate response parameter for each variable that influences future inflation, including the exogenous shocks that hit the economy. Such a set-up describes the essential features of fully optimal monetary policy under commitment. Such a rule will better stabilize the economy if the central bank's model is correct and if the data used in the model are well measured. But as we discuss in the next section, such a rule may perform quite poorly if one or both of these assumptions turns out to be false.

Types of Uncertainty Faced by Central Banks

In this section we discuss the four main types of economic uncertainty facing policy-makers and how each affects the performance of different policy rules.

Shock uncertainty

In practice, a monetary policy rule represents one equation in a central bank's model of the economy. At a minimum, the model will also include equations governing the behaviour of the variables that enter the policy rule, such as inflation and the output gap. Taken together, these equations form a self-contained system that can be simulated through time to generate a path for the policy interest rate that is consistent with the outlook for inflation, and vice versa.

Economic models, however sophisticated, are by construction simple caricatures of the true economy (Coletti and Murchison 2002). They are intended to capture those linkages between households, firms, governments, and the central bank believed to be the most important, on average. Nevertheless, the deliberate omission of many idiosyncratic factors means that models will make prediction errors, which are referred to as shocks, and the associated uncertainty is referred to as *shock uncertainty*. To understand the impact of shock uncertainty on the performance of a policy rule, it is helpful to understand how policy rules are parameterized.

Economic models, however sophisticated, are by construction simple caricatures of the true economy.

For central bank models, such as ToTEM, that are used to provide policy advice, the parameters of the policy rule are normally chosen to minimize an assumed loss function,[5] which in ToTEM includes the variance of CPI inflation relative to the 2 per cent inflation-control target, the variance of the economy-wide output gap, and the variance of the change in the target overnight interest rate.[6] The variances of these endogenous variables will depend on the structure and calibration of the economic model, the policy rule, and the variances and covariances of the shocks included in the model, which are normally estimated using historical data. Choosing optimal parameters for the rule involves using the covariance matrix of shocks, in conjunction with the model, to compute variances for the endogenous variables that appear in the loss function. The task then is to choose parameter values in the policy rule that minimize the expected loss.

In general, the optimal parameter values in the rule will depend importantly on which shocks were most important over history, as well as on the covariances among shocks.[7] This is because simple rules must trade off performance for simplicity. As a very simple example, consider an economy with just two shocks: a demand shock that pushes output and inflation in the same direction, and a supply shock that moves them in opposite directions. Also assume that while the central bank seeks to stabilize output and inflation, the policy interest rate responds only to inflation. In this set-up, the optimal response to a demand shock will be larger than the optimal response to a supply shock, since the policy response to a supply shock pushes output away from potential output. Therefore, the optimal response to inflation in the

5 Details of the loss function and of the optimized rule currently used in ToTEM are described in Cayen, Corbett, and Perrier (2006) and Murchison and Rennison(2006).
6 The respective weights in the loss function are 1, 1, and 0.5.
7 Cayen, Corbett, and Perrier (2006) provide examples using ToTEM.

policy rule will depend on the relative importance of demand versus supply shocks in the economy.

This simple example illustrates that the performance of optimal simple rules will depend on the nature of the shocks that hit the economy. If the relative importance of various shocks changes through time, the performance of a simple rule will no longer be optimal. In contrast, since a fully optimal rule responds optimally to each shock, the parameter values of the rule do not depend on the relative importance of the various shocks.[8] Relative to other sources of uncertainty discussed in this article, shock uncertainty is unique in that it renders simple rules less robust than optimal rules.

Data and measurement uncertainty

Much of the data used in economic models, with the notable exceptions of the CPI and the labour force survey in Canada, is subject to periodic revision. As a general rule, recently released data are subject to larger revisions than data that have already been revised several times. When formulating policy, central banks must therefore be aware that the data on which they rely to gauge the current state of the economy contain a potentially important noise component.

In addition to errors associated with data collected by statistical agencies, central banks must often construct data for variables that are not directly measurable. An important example is the trend level of labour productivity. While measures of actual labour productivity are available from Statistics Canada, the underlying trend or permanent component must be estimated, and this is typically done using a statistical filter.[9] Since these filters are often two-sided (i.e., the estimate of the trend in a given period is based on both past and future observations of the data being filtered), their accuracy declines as they approach the end of the sample, since there are fewer future observations on which to condition the estimate.

In designing an optimal monetary policy rule, a central bank would typically respond more cautiously to a variable measured with error. To see why, we refer back to the example in which the estimated level of trend labour productivity is a noisy measure of the true level. Since potential output is constructed using trend labour productivity, the output gap will inherit much of this noise. Now, consider a central bank that uses a policy rule of the form given by equation (1), which can now be written in terms of the true output gap and the noise component, ε_t^y, as

$$R_t = R^* + \varphi_\pi(\pi_t - \pi^T) + \varphi_y(\tilde{y}_t + \varepsilon_t^y). \quad (3)$$

Equation (3) reveals the nature of the information problem. By choosing to respond positively to the output gap (the variable measured with error), the policy-maker inadvertently reacts to the noise. This introduces undesirable movements in the interest rate, which feed back to the economy and generate unnecessary fluctuations in output and inflation. Cateau, Desgagnés, and Murchison (forthcoming) illustrate this point using an inflation-targeting rule in ToTEM. The results are presented in **Table 1**.

Table 1: Effects of data uncertainty

	σ_π	$\sigma_{\tilde{y}_t}$	$\sigma_{\Delta R}$	Loss
No data uncertainty $R_t = 1.09R_{t-1} + 0.54\pi_t + 0.13\tilde{y}_t$	1.06	1.09	0.55	1
Data uncertainty ignored $R_t = 1.09R_{t-1} + 0.54\pi_t + 0.13\tilde{y}_t$	1.31	1.10	0.56	+12%
Data uncertainty accounted for $R_t = 1.14R_{t-1} + 0.61\pi_t + 0.08\tilde{y}_t$	1.04	1.25	0.51	+6%

The top panel of Table 1 shows an optimized inflation-targeting rule under the assumption that the output gap in ToTEM is perfectly measured; the middle panel evaluates the performance of that rule when the output gap is, in fact, not perfectly measured.[10] Ignoring the measurement errors in the output gap leads to additional volatility in inflation, the output gap, and the change in the interest rate, culminating in a 12 per cent deterioration in the rule's performance.

Of course, a policy-maker who recognizes that the information at his disposal is not accurate need not naively follow a rule that is efficient only in the absence of data uncertainty. Indeed, as is clear from equation (3), by choosing to respond less aggressively

8 For this reason, optimal policy under commitment is said to be *certainty equivalent*.

9 Butler (1996) provides a detailed discussion of the estimations of trend labour productivity and trend labour input that are used in the Bank of Canada's conventional measure of potential output.

10 Cateau, Desgagnés, and Murchison (forthcoming) allow for data uncertainty by computing the discrepancies between the real-time and revised values of the Bank of Canada's conventional estimate of potential output and modelling the resulting measurement errors as an AR(2) process.

to the central bank's measure of the output gap, the influence of the noise can be reduced. The bottom panel of Table 1 presents an optimized rule that accounts for the presence of measurement errors in the output gap. Owing to the difficulty of accurately measuring the output gap, the resulting rule gives it a lower weight[11] but places higher weights on inflation and policy inertia. This leads to a more volatile output gap but allows better control of inflation and of changes in the interest rate. Ultimately, the new rule reduces the influence of output gap mismeasurement relative to the baseline rule by half.

Parameter uncertainty

While economic theory can guide modellers on the nature of certain economic relationships, it rarely provides much guidance on the exact strength of the relationship. For instance, theory says that Canadian exports to the United States will strengthen, other things being equal, following a depreciation of the real Canada/U.S. exchange rate, since Canadian goods become more competitive. But the size of the export response is unknown. It must therefore be estimated using historical data and will be subject to sampling uncertainty, even if the underlying theory is correct. In this sense, policy-makers should regard the parameters of their model as random variables with some underlying distribution, rather than as known, fixed quantities.

Viewed from this perspective, it is natural to ask what differentiates parameter uncertainty from shock uncertainty, since shocks are also modelled as random variables. The crucial difference lies in the fact that a model's parameters enter multiplicatively, meaning that they interact with the model's endogenous variables, whereas shocks are additive. Thus, while the optimal parameter values of a simple policy rule depend on the *relative* variances of the model's shocks, the absolute variances are unimportant.[12] If we think about the model's parameters as random variables, however, absolute variances do matter.

Consider the famous example given by Brainard (1967), in which inflation is linearly related to the policy instrument, and there is an exogenous demand shock, u_t:

$$\pi_t = -\theta R_t + u_t,$$

and the central bank's objective is to minimize the variance of inflation. The optimal policy rule with no parameter uncertainty sets the interest rate in each period to $(1/\theta)u_t$, and inflation is perfectly stabilized at zero each period. However, if the parameter relating the instrument to the target is not known with certainty, the central bank's model will be characterized by:

$$\pi_t = -(\theta - \varepsilon)R_t + u_t = -\theta R_t + u_t + R_t\varepsilon,$$

where ε is a random variable. There are now, in effect, two shocks in the model, and the multiplier on the second one is the nominal interest rate. If the central bank implements the same policy as discussed above, the variance of inflation will be unnecessarily high. The optimal policy rule that accounts for parameter uncertainty in this example is $[\theta/(\theta^2 + \sigma_\varepsilon^2)]u_t$, where σ_ε^2 is the variance of ε. As the degree of parameter uncertainty increases, the optimal response coefficient in the rule declines. This finding is called the "Brainard conservatism principle" (Blinder 1998).

In addition to introducing uncertainty regarding the linkages between observed variables, such as inflation and the policy interest rate, parameter uncertainty also creates uncertainty about the correct level of unobserved, model-defined variables. For instance, in ToTEM, the real marginal cost of production in the consumption-goods sector is the key driver of core CPI inflation (Murchison and Rennison 2006). Since Statistics Canada does not provide a measure of real marginal cost, it is calculated within ToTEM, and its properties reflect both the structure and the parameterization of the model. As a result, parameter uncertainty introduces additional uncertainty about the future evolution of inflation through its influence on marginal cost.

11 This result is in accordance with the literature. Smets (1999) shows that when measurement error in the output gap becomes very large, the efficient Taylor rule parameter on the output gap falls towards zero. Orphanides (2003) shows that once the measurement errors between real-time and ex-post data are properly taken into account, optimized policy reactions are more cautious than otherwise.

12 Slightly more technically, multiplying the covariance matrix of shocks by a scalar will not affect the optimal parameter values of a simple rule, since doing so will not affect the relative variances of the endogenous variables that enter the central bank's loss function.

Table 2: Robustness of optimized inflation- and price-level-forecast rules

Benchmark rule	IF	PLF	FO
No parameter uncertainty			
Performance: $\frac{loss(rule\ j)}{loss\ (IF\ )} - 1$	1	-4.3%	-11.4%
Parameter uncertainty			
Robustness: $\frac{E\ loss(rule\ j \mid Under\ uncertainty)}{loss(rule\ j \mid No\ uncertainty)} - 1$	+80%	+81%	+112%
Overall average performance: $\frac{E\ loss(rule\ j \mid Under\ uncertainty)}{E\ loss\ (IF \mid Under\ uncertainty\ )} - 1$	1	-3.4%	+21%

Finally, any time that a monetary policy rule responds to a forecast of inflation (or of any other variable), the performance of that rule will be influenced by parameter uncertainty, since the forecast will not be as precise. Parameter uncertainty can thus be thought of as introducing noise into the inflation forecast in a manner similar to measurement uncertainty (see equation 3), thereby rendering that variable less reliable as a guide for policy. In the end, whether it is better to respond to current inflation or to a forecast of future inflation, will depend on the benefit of being forward looking, in the absence of parameter uncertainty, relative to the cost of introducing additional noise in the policy rule.[13]

Cateau, Desgagnés, and Murchison (forthcoming) derive optimized inflation-forecast (IF) and price-level-forecast (PLF) rules for ToTEM and compare their performance with fully optimal policy under commitment (FO).[14] They then investigate the robustness of these rules to parameter uncertainty by analyzing how they would fare if the structural parameters that actually characterize the behaviour of private agents differed from those assumed by the policy-maker in deriving the optimized rules **(Table 2)**. These types of comparisons are of particular interest in light of the Bank of Canada's interest in evaluating the potential welfare gains of switching from its current inflation-targeting regime, to a price-level-targeting regime.[15] Furthermore, most of the research to date that explores this issue ignores altogether the issue of uncertainty.

The top panel of Table 2 compares the performance of the optimized inflation-forecast rule, price-level-forecast rule, and optimal policy under full commitment, using ToTEM's baseline calibration. Without parameter uncertainty, fully optimal policy under commitment offers an 11.4 per cent improvement in performance over IF, while PLF would offer a 4.3 per cent improvement.

The authors go on to investigate how parameter uncertainty affects these rankings by evaluating the performance of each benchmark rule in 5000 alternative parameter configurations drawn randomly from the Bayesian posterior distribution of the estimated parameters. The bottom panel of Table 2 contains two important messages. First as recently emphasized by Orphanides and Williams (2008), while fully optimal policy under commitment is the best policy if the parameters are known, it is often the least robust policy under uncertainty. Indeed, relative to the case of no uncertainty, its performance deteriorates 60 percentage points more than the other rules. Second, while IF is slightly more robust than PLF, on average, PLF still performs better than IF under parameter uncertainty. Therefore, while the reduction in loss associated with moving from inflation targeting to

13 The extent of the benefit of setting policy in a forward-looking manner depends on the speed of the monetary policy transmission mechanism. All else being equal, the faster policy actions get transmitted to output and inflation, the less need there is to be forward looking.

14 The optimized inflation-forecast rule for ToTEM is a rule that responds to current inflation, the lagged interest rate, and the output gap. In contrast, the optimized price-level-forecast rule responds to the price-level forecast four quarters ahead, the lagged interest rate, and the output gap. The price-level-forecast rule is an example of a rule that implements price-level targeting, since this rule will eventually return the price level to the desired level following a shock. Optimal policy under full commitment is the policy that is optimally tuned to the model. It is, by design, a very complicated rule that depends on every variable that affects the state of the economy. Optimal policy does not, in general, fully reverse price-level movements following a shock in ToTEM and, therefore, is not fully consistent with a price-level-targeting regime.

15 See Bank of Canada (2006).

price-level targeting in ToTEM is modest, this reduction is robust to parameter uncertainty.[16]

Model uncertainty

So far, we have discussed uncertainty about the underlying shocks that drive business cycles, uncertainty about the data used in a particular model, and uncertainty about the parameter values used in the model. But what about the economic model itself? A model may be misspecified for various reasons: it may be built around an economic paradigm that is further from economic reality than assumed (Engert and Selody 1998); it may ignore economic relationships that are, in fact, relevant; or it may be built under simplifying assumptions that make the model tractable (e.g., linearity) but less realistic. Since a model is ultimately only one view of how the economy works, a policy rule that is tuned to work well in a particular model may perform poorly across alternative but plausible views.

Côté et al. (2002) analyze the performance of various simple rules in 12 models of the Canadian economy. They find that simple outcome-based rules (rules where the policy instrument responds to current and lagged variables) are not particularly robust. In particular, they find that rules with high degrees of inertia often induce substantial volatility in output and inflation and are even unstable in many models.

Since a model is ultimately only one view of how the economy works, a policy rule that is tuned to work well in a particular model may perform poorly across alternative but plausible views.

More recently, Tetlow (2010) evaluates the performance of 8 alternative simple rules in 46 vintages of the Federal Reserve Board FRB/US model used by the Board's staff for forecasting and policy analysis from July 1996 to October 2007. He concludes that model uncertainty is a substantial problem: model properties differ importantly according to vintage and so do the policy rules optimized by vintage. Further, while some rules offer satisfactory performance, many that are promoted as being robust to some specific type of uncertainty perform poorly when confronted with real-time model uncertainty.

Once we acknowledge that any particular model is potentially misspecified, the results above indicate that model uncertainty can seriously affect the performance of policy rules in stabilizing the economy and, hence, should be taken into account when designing effective policy rules. In the next section, we review recent strategies for designing rules that are robust to specific forms of uncertainty, including model uncertainty.

Robust Policy Rules

When designing policy rules, it is important to seek a robust rule—one that yields a satisfactory performance in an uncertain environment. There are two approaches to designing a robust rule. The first involves deriving optimized coefficients that formally account for specific uncertainties. That is, given a specific rule, we determine how strongly the policy instrument should respond to each variable in the rule, taking into account the features about which we are uncertain. The second approach involves determining a functional form for the rule (i.e., what variables the policy instrument responds to) that is less susceptible to yielding a poor performance, given specific uncertainties. These approaches are complementary and are often combined when pursuing a robust simple rule. In this section, we review how they have been or could be applied to design rules robust to each of the uncertainties discussed.

Robustness to data uncertainty

There are two main approaches for designing a rule robust to data uncertainty. The first, alluded to earlier, involves formally taking into account that data are observed with noise and will subsequently be revised. A common strategy for dealing with this problem follows Orphanides (2003) in modelling the measurement errors between real-time and ex-post data and incorporating these equations in the model prior to optimizing the rule. To the extent that future measurement errors may behave like historical errors, this strategy helps the policy-maker design a rule that accounts for likely mismeasurement of the data.

16 This is an important result, since ToTEM's baseline calibration assumes a very small role for dynamic indexation to lagged price and wage inflation. Thus, the distributions for these parameters are positively skewed, and nearly all of the risk is on the upside. In addition, research (see Ambler 2009 for a review) suggests that higher levels of dynamic indexation (or rule-of-thumb behaviour) will cause a deterioration in the relative performance of price-level-forecast rules.

Table 3: Robust inflation- and price-level-forecast rules

$R_t = \rho R_{t-1} + \varphi_\pi E_t \pi_{t+k} + \varphi_P E_t P_{t+k} + \gamma \tilde{y}_t$

		Coefficients of rule				Benchmark parameters		Parameter uncertainty	
Rule j	ρ	φ_π	φ_P	γ	k	σ_R	$\frac{loss(j)}{loss\ (IF\ )} - 1$	Robustness: $\frac{E\ loss(j)}{loss\ (j\ )} - 1$	Overall: $\frac{E\ loss(j)}{loss\ (IF)} - 1$
No uncertainty									
IF	1.09	0.54	0	0.13	0	1.48	1	+80%	+80%
PLF	0.99	0	0.07	0.17	4	1.84	4.3%	+81%	+73%
Parameter uncertainty									
IF	1.01	0.46	0	0.14	0	1.56	+1%	+70%	+72%
PLF	1.01	0	0.08	0.21	3	2.04	4.1%	+68%	+61%

An alternative approach is to design a rule that does not respond to variables measured with error. Taylor's original rule was criticized by Orphanides et al. (2000) and by Orphanides and Williams (2002) for including unobservable variables, such as the natural rate of interest and potential output (or natural rate of unemployment). Given the difficulty of measuring these variables in real time, Orphanides and Williams (2002) propose difference rules in which the short-term nominal interest rate is raised or lowered from its existing level in response to inflation and to changes in economic activity (change in unemployment or growth rate of output). These rules do not require knowledge of the natural rates of interest or unemployment (or potential output) for setting policy and are consequently immune to mismeasurement. Orphanides et al. (2000) and Orphanides and Williams (2002) show that, in the presence of data uncertainty, these difference rules outperform rules that respond to levels of economic activity. But how do such difference rules perform in environments characterized by other forms of uncertainty?

Tetlow (2010) evaluates the performance of the difference rule proposed by Orphanides and Williams (2002) in 46 vintages of the Federal Reserve Board FRB/US model. The experiment provides an ideal laboratory for evaluating the robustness of a rule since it incorporates real-time model and parameter uncertainty in a model used for policy-making. Tetlow observes that the difference rule does lead to robust performance in the sense that a difference rule optimized for a particular vintage maintains good stabilization properties across all other vintages.

Robustness to parameter uncertainty

The most popular approach for deriving a rule robust to parameter uncertainty is the Bayesian approach, which assumes that unknown parameters come from known distributions. That is, even though the precise values of parameters are not known, it is possible to determine the range of values that they can take, together with their associated probabilities. A robust rule is then derived by choosing the coefficients of the rule to minimize the expected loss, given the distribution of parameters. **Table 3** presents the results of Cateau, Desgagnés, and Murchison (forthcoming) who derive robust inflation-forecast and price-level-forecast rules for ToTEM under parameter uncertainty.[17]

The top panel of Table 3 displays the optimized inflation-forecast (IF) and price-level-forecast rule (PLF) with the estimated parameters of ToTEM as benchmark. The bottom panel displays the robust versions of the IF and PLF rule under parameter uncertainty. The results suggest three important messages:

1. PLF is more robust than IF under parameter uncertainty. The last column compares the overall performance of each rule under parameter uncertainty. The robust PLF rule dominates the robust IF rule by 11 percentage points.

17 Cateau, Desgagnés, and Murchison (forthcoming) allow for parameter uncertainty by allowing a set of key parameters to take 5000 possible values drawn randomly from the Bayesian posterior distribution of the estimated parameters. The robust inflation-forecast and price-level-forecast rules minimize expected loss; i.e., the weighted average of the losses across the draws.

2. Robustness to parameter uncertainty in ToTEM leads to more aggressive policy responses. For instance, the robust PLF rule requires more aggressive responses to the lagged interest rate, forecast price level, and output gap. This translates into more aggressive policy responses as shown by an increase in the unconditional standard deviation in the interest rate, σ_R, from 1.84 to 2.04 per cent. The robust IF rule, on the other hand, requires weaker responses to the lagged interest rate and current inflation but stronger responses to the output gap. The stronger response to the output gap dominates, making policy responses slightly more aggressive (the standard deviation of the interest rate increases from 1.48 to 1.56 per cent).[18]

3. While Bayesian robust rules improve policy performance under parameter uncertainty, they do not offer a significant improvement. The second to last column assesses the robustness of the various rules by comparing their average performance under parameter uncertainty with their performance under no uncertainty. Although the robust IF and PLF rules improve performance over the benchmark IF and PLF rules by 10 and 13 percentage points, respectively, they still lead to a high average loss under uncertainty (respectively 70 per cent and 68 per cent higher than the loss that the benchmark IF rule leads to under no uncertainty). Note, however, that this increase in average loss may also reflect that, on average, the alternative parameterizations of the model make inflation and the output gap more difficult to control, relative to the baseline calibration.

The third result illustrates a disadvantage of the Bayesian approach as a tool for deriving robust rules. By design, the Bayesian approach tunes the policy rule to work best across those parameter configurations that are the most probable: i.e., receive the most probability weight. This yields a policy rule that works well in parameter configurations that are most likely to be true but whose performance suffers in the more extreme, but less likely, parameter configurations.

An alternative approach that offers more robustness to extreme parameter configurations is the worst-case approach. For example, Giannoni (2002) proposes a worst-case approach that does not require knowledge of the distribution of the unknown parameters. Instead the policy-maker knows only the bounds for each parameter and seeks robust policy rules that minimize loss in the worst-case parameterization within those bounds. Giannoni (2002) finds that a policy-maker that seeks to mitigate the effect of parameter uncertainty in a standard New Keynesian model would choose Taylor rules that respond more aggressively to both inflation and the output gap.

Both approaches are useful in determining robust versions of a particular choice of rule. Levin et al. (2006) use a micro-founded model to investigate what types of simple rules are effective when the central bank faces parameter uncertainty. They find that the performance of optimal policy is closely matched by a simple operational rule that responds to the lagged interest rate and focuses solely on stabilizing nominal-wage inflation. Furthermore, this simple wage-stabilization rule is robust to uncertainty about the structural parameters and to various assumptions regarding the nature and incidence of the innovations. However, the performance of the rule is sensitive to the specification of wage contracts in the labour market. Indeed, when Taylor contracts rather than Calvo contracts are assumed, rules that respond to price inflation and real economic variables perform better than the wage-inflation rule. Hence, the robustness of wage-inflation rules hinges critically on structure and wage determination in labour markets.

Robustness to model uncertainty

There are two popular approaches to deriving robust rules under model uncertainty. The first allows the policy-maker to consider different candidate models (e.g., those reflecting different paradigms of the monetary policy transmission mechanism) and seeks policy choices that perform well on average (Brock, Durlauf, and West 2007) or on a worst-case basis. Cateau (2007) proposes a decision-making framework where a policy-maker can consider various non-nested models for choosing policy. His framework distinguishes between two types of risk: within-model risk (risk arising because of the stochastic nature of a particular model) and across-model risk (risk arising as a result of contemplating various models). He shows that the policy-maker's aversion to across-model risk determines the extent to which the policy-maker wants to trade off good average performance

18 Edge, Laubach, and Williams (2010) also find that parameter uncertainty leads to more aggressive policy in a micro-founded model. Uncertainty about the structural parameters in their model leads to uncertainty about the implicit "natural" rates of output and interest. They find that optimal Taylor rules under parameter uncertainty respond less to the output gap and more to price inflation than would be optimal without parameter uncertainty. But the more aggressive response to inflation dominates, making policy more aggressive.

for robustness: as the degree of aversion to across-model risk increases, the policy-maker wants to achieve more robustness at the expense of good average performance. Cateau shows that when the policy-maker wants to achieve more robustness, the policy-maker chooses less-aggressive Taylor rules that are in line with those estimated in the data.

Levin, Wieland, and Williams (2003) compare the performance of various outcome-based and forecast-based rules with the objective of identifying one rule that would perform well across five distinct models of the U.S. economy. For their model set, they find that a robust rule is a forecast-based rule that responds to a short-horizon forecast of inflation (less than one year), the current output gap, and also involves a high degree of inertia.

The second approach derives policy choices that are robust to misspecification of the policy-maker's baseline model. In this approach, the policy-maker takes into account that his baseline model is only an approximation of some unknown true model and, hence, can potentially be misspecified. In particular, the dynamics of the baseline model may omit important explanatory variables, as in Hansen and Sargent (2008), or parameters affecting the relationship between different variables may be unknown, as in Onatski and Stock (2002). The policy-maker deals with these misspecifications by choosing policy according to the worst-case model in a set of plausible models. Sargent (1999), Onatski and Stock (2002), and Tetlow and von zur Muehlen (2001) find that robust rules are, in fact, more aggressive than those obtained when potential misspecifications are ignored.

Conclusion

Monetary policy is most effective when the central bank's objectives, and the means of achieving those objectives, are well understood and regarded as credible by the public. This requires that the central bank communicate clearly what it seeks to achieve and, further, requires the central bank to respond to economic developments in a predictable and systematic fashion that is easy to communicate.

Since Taylor (1993), academic researchers and central banks have increasingly used simple rules as a guide to setting monetary policy. Simple rules have the advantage of being easier to communicate to the public than more complex policies and, by virtue of their simplicity, offer the promise of making monetary policy more easily understood and predictable. But what simple rule should a central bank use? The various uncertainties that central banks must contend with make the choice and design of a simple rule difficult.

The results surveyed here suggest that uncertainty has a substantial impact on the performance of simple rules. Although simple rules perform better in an uncertain environment than more complex policies, their performance can still deteriorate substantially. It is therefore critical to account for uncertainty in designing rules to ensure that their performance is satisfactory irrespective of the state of the world.

Work with ToTEM suggests that a price-level-forecast rule is more robust to uncertainty than an inflation-forecast rule.

Our work with ToTEM suggests that a price-level-forecast rule is more robust to uncertainty than an inflation-forecast rule. While more research in this area is required, these results suggest that greater insulation from the effects of economic uncertainty may be an additional rationale for considering price-level targeting over inflation targeting. Finally, based on the literature, other rules shown to have good robustness properties, which also warrant further research, include a difference rule, where the change in the interest rate responds to output growth, as well as a wage-inflation rule.

Literature Cited

Ambler, S. 2009. "Price-Level Targeting and Stabilization Policy: A Review." *Bank of Canada Review* (Spring): 19–29.

Bank of Canada. 2006. *Renewal of the Inflation-Control Target*. Ottawa: Bank of Canada.

Blinder, A. S. 1998. *Central Banking in Theory and Practice*. Cambridge, MA: MIT Press.

Brainard, W. 1967. "Uncertainty and the Effectiveness of Policy." *American Economic Review* 57 (2): 411–25.

Brock, W. A., S. Durlauf, and K. West. 2007. "Model Uncertainty and Policy Evaluation: Some Theory and Empirics." *Journal of Econometrics* 136 (2): 629–64.

Butler, L. 1996. "The Bank of Canada's New Quarterly Projection Model Part 4: A Semi-Structural Method to Estimate Potential Output: Combining Economic Theory with a Time-Series Filter." Bank of Canada Technical Report No. 77.

Cateau, G. 2007. "Monetary Policy under Model and Data-Parameter Uncertainty." *Journal of Monetary Economics* 54 (7): 2083–2101.

Cateau, G., H. Desgagnés, and S. Murchison. Forthcoming. "Robustness of Policy Rules." Bank of Canada Working Paper.

Cayen, J.-P., A. Corbett, and P. Perrier. 2006. "An Optimized Monetary Policy Rule for ToTEM." Bank of Canada Working Paper No. 2006-41.

Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler. 2000. "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory." *Quarterly Journal of Economics* 115 (1): 147–80.

Coletti, D. and S. Murchison. 2002. "Models in Policy-Making." *Bank of Canada Review* (Summer): 19–26.

Côté, D., J.-P. Lam, Y. Liu, and P. St- Amant. 2002. "The Role of Simple Rules in the Conduct of Canadian Monetary Policy." *Bank of Canada Review* (Summer): 27–35.

Edge, R., T. Laubach, and J. Williams. 2010. "Welfare-Maximizing Monetary Policy under Parameter Uncertainty." *Journal of Applied Econometrics* 25 (1): 129–43.

Engert, W. and J. Selody. 1998. "Uncertainty and Multiple Paradigms of the Transmission Mechanism." Bank of Canada Working Paper No. 98-7.

Giannoni, M. 2002. "Does Model Uncertainty Justify Caution? Robust Optimal Monetary Policy in a Forward-Looking Model," *Macroeconomic Dynamics* 6 (1): 111–44.

Hansen, L. P. and T. Sargent. 2008. *Robustness*. Princeton, N.J.: Princeton University Press.

Levin, A., A. Onatski, J. Williams, and N. Williams. 2006. "Monetary Policy under Uncertainty in Micro-Founded Macroeconomic Models." In *NBER Macroeconomics Annual 2005*, edited by M. Gertler and K. Rogoff, 229–87. Cambridge, MA: MIT Press.

Levin, A., V. Wieland, and J. Williams. 2003. "The Performance of Forecast-Based Monetary Policy Rules under Model Uncertainty." *American Economic Review* 93 (3): 622–45.

Murchison, S. and A. Rennison. 2006. "ToTEM: The Bank of Canada's New Quarterly Projection Model." Bank of Canada Technical Report No. 97.

Onatski, A. and J. Stock. 2002. "Robust Monetary Policy under Model Uncertainty in a Small Model of the U.S. Economy." *Macroeconomic Dynamics* 6 (1): 85–110.

Orphanides, A. 2003. "Monetary Policy Evaluation with Noisy Information." *Journal of Monetary Economics* 50 (3): 605–31.

Literature Cited (cont'd)

Orphanides, A., R. Porter, D. Reifschneider, R. Tetlow, and F. Finan. 2000. "Errors in the Measurement of the Output Gap and the Design of Monetary Policy." *Journal of Economics and Business* 52 (1/2): 117–41.

Orphanides, A. and J. Williams. 2002. "Robust Monetary Policy Rules with Unknown Natural Rates." *Brookings Papers on Economic Activity* 2: 63–18.

———. 2008. "Learning, Expectations Formation, and the Pitfalls of Optimal Control Monetary Policy." *Journal of Monetary Economics* 55 (Supplement 1): S80–S96.

Sargent, T. 1999. "Comment." In *Monetary Policy Rules*, edited by J.B. Taylor, 144–54. Chicago: University of Chicago Press and NBER.

Smets, F. 1999. "Output Gap Uncertainty: Does It Matter for the Taylor Rule?" In *Monetary Policy under Uncertainty*, edited by B. Hunt and A. Orr, 10–29. Wellington, New Zealand: Reserve Bank of New Zealand.

Svensson, L. 1999. "Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule." *Journal of Monetary Economics* 43 (3): 607–54.

Taylor, J. B. 1993. "Discretion versus Policy Rules in Practice," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39: 195–214.

Tetlow, R. 2010. "Real-time Model Uncertainty in the United States: 'Robust' policies put to the test." Board of Governors of the Federal Reserve System Finance and Economics Discussion Series No. 2010-15.

Tetlow, R. and P. von zur Muehlen. 2001. "Robust Monetary Policy with Misspecified Models: Does Model Uncertainty Always Call for Attenuated Policy?" *Journal of Economic Dynamics and Control* 25 (6/7): 911–49.

Woodford, M. 1999. "Optimal Monetary Policy Inertia." National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper No. 7261.

An Uncertain Past: Data Revisions and Monetary Policy in Canada

*Greg Tkacz, Canadian Economic Analysis Department**

- *Policy-makers rely on macroeconomic data released by Statistics Canada, such as consumption and GDP growth, to gauge the current state of the economy. Such variables are necessarily released with a lag, however, and past observations are subject to revision. Such uncertainty complicates the task of forecasters and policy-makers.*
- *In recent years, economists have tried to document the uncertainty inherent in initial data releases by analyzing the nature of the revisions. Analysis of data revisions for Canada is now possible, using newly constructed databases that track the data as they were released.*
- *Revisions to Canadian GDP growth tend to be smaller, on average, than those of some major OECD countries and are also somewhat less volatile.*
- *The growth rates of GDP components tend to be revised more substantially than the growth rate of GDP itself, rendering the analysis and forecasting of components more difficult. The growth of exports and imports tends to be subject to the largest revisions.*
- *Data revisions can affect policy decisions in different ways. We discuss issues that analysts, researchers, and policy-makers may need to confront.*

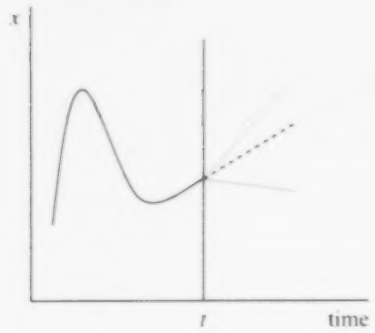
Economic forecasters must deal with two issues that do not necessarily confront forecasters in other fields: (i) delays in the release of current-period data and (ii) revisions to past data. National Accounts data are released about two months after the end of each quarter. This implies that forecasters trying to predict the *future* path of National Accounts variables are often unsure as to where those variables actually lie *today*. This has led to the development of a specialized area of forecasting, dubbed *nowcasting*, which is described in more detail below. With respect to the second issue, economists are also confronted with possibly non-trivial revisions to past observations of key economic variables. This has implications for the estimation of economic models and for the forecasts produced using them. For example, if the growth of the gross domestic product (GDP) from the previous quarter is revised down by one percentage point, then followers of this variable will likely have to revise their forecasts.

Economic forecasters must therefore confront three forms of uncertainty related to time: uncertainty about the future, the present, and the past. **Chart 1** presents the consequence of these additional layers of uncertainty, using the path of some arbitrary variable x as an example. It is assumed that forecasters are required, at some point in time, t, to produce a forecast about the future path of x. In panel (a), the forecaster is assumed to know the current value of the variable with certainty (this would be the case, for example, of a financial-asset price or a commodity price). A forecast is produced for this variable, depicted by the dashed line. The uncertainty associated with this forecast is arbitrarily depicted by the dotted lines, which provide a confidence interval for the forecast. Typically, but not always, the farther into the future one wishes to forecast, the wider is the confidence interval.

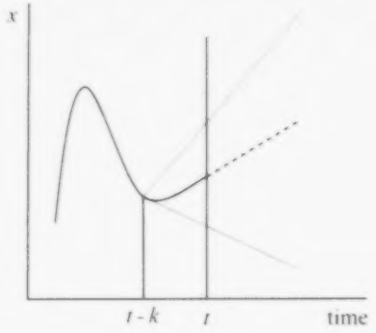
* Thanks to Bob Fay, Sharon Kozicki, Robert Lafrance, John Murray, and Simon van Norden for several valuable comments. All views are those of the author and do not necessarily reflect those of the Bank of Canada.

Chart 1: Different forms of uncertainty as a function of time

a. Future uncertainty



b. Past, present, and future uncertainty



In panel (b), the forecaster is required to forecast a variable that cannot be directly observed at the time the forecast is to be made. This is depicted by the existence of a confidence interval at time t. There is also a possibility that the values for this variable that were observed in the recent past may be revised. Variables such as the National Accounts (GDP, consumption, business investment, etc.) and money and credit aggregates are all subject to revision. The period t-k depicts the time at which variables may no longer be subject to revision, so that observations prior to t-k can be assumed to be measured with certainty.[1] Thus, forecasters of these variables are subject to additional layers of uncertainty that forecasters of precisely measured variables do not confront, which, all other factors being the same, would result in wider confidence intervals around future forecasts.

This article expands on uncertainty about the future and the present, and more thoroughly analyzes uncertainty about the past and how economists have tried to confront it. The challenges posed by data revisions have long been acknowledged by economists but have not been closely scrutinized until recently, owing to lack of databases that incorporate current and past releases of economic variables. The article concludes with a discussion of how policymakers can account for uncertainty about the past in the conduct of monetary policy.

The challenges posed by data revisions have not been closely scrutinized until recently, owing to lack of databases that incorporate current and past releases of economic variables.

Uncertainty as a Function of Time

Uncertainty about the future

Most developments in the field of economic forecasting have tried to address the issue of uncertainty about the future. Recognizing that point forecasts by themselves are of limited value without any associated knowledge about the uncertainty surrounding them, economic forecasters have been trying to better quantify estimates of that uncertainty. In the past several years, methods have been developed to produce and evaluate density forecasts: that is, forecasts of the entire probability distribution of a variable of interest. Density forecasts allow forecast users to easily compute the probability that the variable of interest will lie within a certain range.

As an illustration, Li and Tkacz (2006) demonstrate how density forecasts can be produced for the Canadian inflation rate in the next period. Given that the Bank of Canada wishes to maintain inflation in the centre of a 1 to 3 per cent target band, computing the

1 However, Campbell and Murphy (2006) note that National Accounts can be revised several years after they were first released, with such long-term revisions largely reflecting changes to the methodology used to measure these variables. Revisions to the National Accounts in the near past typically reflect new information received by Statistics Canada, thereby yielding improved estimates of economic activity. See the **Appendix** for details regarding the revision schedule.

probability that inflation would deviate from the target band would be of value. **Table 1** presents the computed probabilities that the next period's inflation rate will lie within various ranges.

Density forecasts reveal that the inflation rate would be within the target band with 97 per cent confidence for the period under study, with the probability of being above the target band being slightly higher than the probability of being below it.

Table 1: Inflation probabilities forecast for different ranges

Inflation range	< 1%	1% to 2%	2% to 3%	> 3%	1% to 3%
Probability	0.007	0.487	0.485	0.021	0.971

Source: Li and Tkacz (2006), Table 4

Uncertainty about the present

Quantities such as GDP, and many other economic variables, are not directly observable and must therefore be estimated by Statistics Canada. The estimates are produced using various surveys and variables covering all sectors of the economy. Because of the time required to compile all this information, data for a given quarter will not be released until about two months after the end of the quarter. For example, data for the first quarter, ending on 31 March, will not be available until about 31 May, which is well into the second quarter. To produce GDP forecasts at any point during the second quarter, forecasters will, at best, have data only up to the previous quarter. This problem of "forecasting" the current value of an economic variable is commonly called "nowcasting." For the purpose of nowcasting, analysts rely on coincident indicators, that is, variables that are correlated with fluctuations in GDP growth but are available on a more timely basis (i.e., with a shorter reporting lag). Nunes (2005) is a recent example of a nowcasting study of GDP growth, but work on identifying coincident indicators of economic activity goes back to Burns and Mitchell (1946) who classified hundreds of economic variables as leading or coincident indicators.

Generally, analysts can monitor developments in variables where the publication lags are shorter, such as employment, housing starts, and manufacturing indexes, in order to gauge economic activity prior to the official release of data on GDP growth. Such monitoring can be used to provide advice to decision-makers prior to the release of National Accounts data.

Uncertainty about the past

This type of uncertainty relates to revisions that occur to variables following their first release. Economists have long recognized that variables get revised (e.g., Stekler 1967), but only in recent years have they made systematic efforts to better understand the revision process. This was mainly because historical data were not maintained. For example, when Statistics Canada releases the latest GDP number, it releases revisions to past GDP figures at the same time. In the process, the new GDP series replaces the old one in the database; so unless researchers systematically saved the old series, they could not analyze the revision process.

At some point, researchers decided to construct their own databases by physically scanning the old series as they originally appeared in the hard copies of statistical agency publications. In the United States, such efforts were spearheaded by the Federal Reserve Bank of Philadelphia[2] and the Federal Reserve Bank of St. Louis, which maintains an extensive real-time database for the United States (dubbed ALFRED, for ArchivaL Federal Reserve Economic Data). Other countries followed with similar databases, which are referred to as "real-time" databases, since they include the data as they were originally reported at each point in time.

Construction of a real-time database for Canada was recently initiated by Campbell and Murphy (2006), and the Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) maintains real-time data for member countries going back a few years. In addition, Keshishbanoosy et al. (2008) document the contents of a real-time database for Canadian money and credit aggregates.

With access to National Accounts data as they were initially published through time, economists can now begin quantifying the uncertainty surrounding the initial estimates of variables of interest, thereby producing confidence intervals around past data as depicted in Chart 1, panel (b). Some effort is also being made to understand whether the revision process can be predicted. If that is the case, it would reduce the uncertainty associated with data revisions.[3] For example, Galbraith and Tkacz (2007) find that debit

2 See the database developed by Croushore and Stark (2001).

3 Of course, some revisions, such as those related to conceptual changes, are necessarily unpredictable. Studies that deal with predicting revisions focus on near-term revisions related to the incorporation of additional information that improves estimates of key National Accounts variables. Proxy variables can potentially be useful for predicting this regular revision process.

card transactions can be useful for predicting revisions to GDP growth up to four quarters in the past.

Revisions to National Accounts

This section presents some updated descriptive statistics of the revision process for data in the Canadian National Accounts, thereby providing some estimates about uncertainty related to the past. The focus is specifically on the annualized quarterly growth rate of GDP or one of its components (consumption expenditures, business investment, government spending, exports, and imports).

The first release of the level of real GDP, or any of its components, is denoted by $x_{1,t}$ for time t, and $x_{2,t}$ denotes the second release of the level of real GDP (or any of its components) for time t.

The initial, or first-release, annualized quarterly growth rate is then calculated as

$$\dot{x}_{1,t} = \ln \frac{x_{1,t}}{x_{2,t-1}} \times 400, \qquad (1)$$

where ln denotes the natural logarithm. Note that the initial annualized quarterly growth rate of GDP for a given period is computed using the first release of the level of GDP for the current period and the second release of the level for the previous period. For example, the annualized growth rate of 0.3 per cent for the third quarter of 2009 is a function of the first estimate for the level of GDP in the third quarter (time t) and the second estimate of the level of GDP for the second quarter of 2009 (time t-1).

Following this logic, the second estimate of the annualized quarterly growth rate for period t is computed as

$$\dot{x}_{2,t} = \ln \frac{x_{2,t}}{x_{3,t-1}} \times 400, \qquad (2)$$

and so forth. If past data were not revised, then the initial and subsequent growth rates would not change; i.e., $\dot{x}_{2,t} - \dot{x}_{1,t} = 0$, and there would consequently be no uncertainty about the past. As new information becomes available, however, the statistical agency will revise its past estimates of GDP and its components, thereby affecting the estimated growth rates. This could be particularly important in instances when economic growth is stagnating and a recession is a possibility.

Revisions to GDP growth: An international comparison

To put revisions to Canadian data into context, revisions to Canadian GDP growth are compared with those reported by a small number of other OECD countries. To ensure that the data are as comparable across countries as possible, all our data are obtained from the OECD. The data were initially published in the OECD's *Main Economic Indicators*, and every issue from 2001 onwards was used to create a real-time database for OECD-member countries and for a select group of other countries.[4] Levels of real GDP are obtained for each country from the first quarter of 2001 to the third quarter of 2009.[5] Once the growth rates are computed as described by equations (1) and (2), the first and last observations are dropped, so that $\dot{x}_{2,t} - \dot{x}_{1,t}$ can be studied.

Release dates for National Accounts differ across countries, and this may influence the size of the reported revisions.

Although the data studied were compiled by a single organization, international comparisons are still complicated by the fact that release dates for National Accounts differ across countries, and this may influence the size of the reported revisions. For example, the first release for GDP growth in the third quarter of 2007 for Canada, Germany, and the United Kingdom appeared in the December 2007 issue of the *Main Economic Indicators*; however, it appeared in the November 2007 issue for the United States, and in the January 2008 issue for Australia. In other words, first-release estimates for GDP growth were available earlier for the United States and later for Australia. If statistical agencies are allowed more time to release their first estimates of National Accounts, they may be able to incorporate additional information and therefore require smaller revisions in the future.

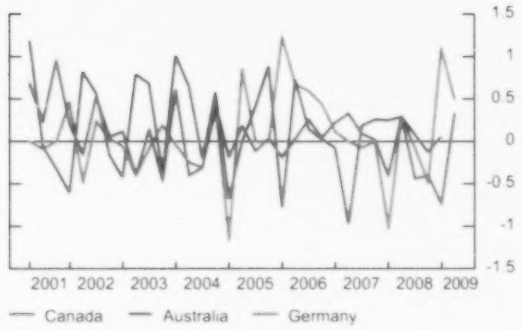
4 The database, located at http://stats.oecd.org/mei, currently contains National Accounts data for 35 countries and the euro area.

5 Note that in 2001, Statistics Canada switched from a Laspeyeres to a Chain Fisher index in computing GDP in order to make Canadian figures more accurate and more directly comparable with those of the United States; see Statistics Canada (2002) for technical details. Conceptual changes may also have been implemented for some countries over the sample in our study, so our cross-country results should be viewed as suggestive rather than conclusive.

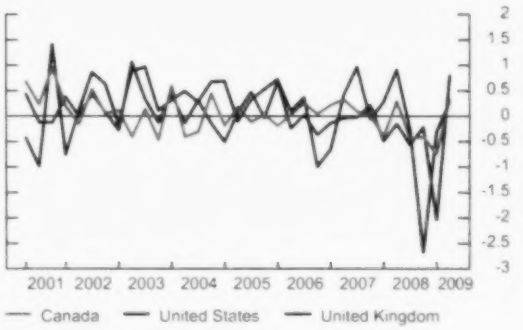
Chart 2: Revisions to GDP growth for selected OECD countries

Quarter-over-quarter growth at annualized rates

a.



b.



Source: Author's calculations using data from OECD *Main Economic Indicators*

The second release is defined as the revision that accompanies the release of the subsequent quarter's National Accounts data: i.e., the estimate published by the OECD three months later. Thus, the second release of GDP growth for the third quarter of 2007 for Canada, Germany, and the United Kingdom appeared in the March 2008 issue of the *Main Economic Indicators*; in the February 2008 issue, for the United States; and in the April 2008 issue, for Australia.

We now examine the difference between the second and first releases to GDP growth ($\dot{x}_{2,t} - \dot{x}_{1,t}$). The larger this number is in absolute terms, the greater the revisions, and therefore the greater the uncertainty surrounding the initial estimate.

Charts 2a and **2b** present revisions to the growth rate of GDP for Canada, Australia, Germany, the United Kingdom, and the United States.[6] Several features emerge:

- The revisions are not necessarily correlated across countries over time. GDP is computed by each country's statistical agency, and although the definition of GDP and data-collection techniques are very similar across these countries, there are only a few instances where revisions are of the same magnitude or, indeed, in the same direction across a group of countries. This could reflect differences in the business cycle, the differing time constraints imposed on the statistical agency to produce a first estimate of GDP for a given quarter, the resources of the statistical agency, etc.
- Revisions to Canadian GDP are somewhat smaller and less volatile than those of other countries. Although Canadian GDP growth is sometimes revised by more than 0.5 percentage points, this is not unusual for the countries in our sample.

To more accurately depict the revision process in these countries, **Table 2** presents some simple descriptive statistics. The second column is an estimate of the mean revision to GDP growth over the sample period, which provides a measure of bias in the revision process. A mean close to 0.0 indicates that upward and downward revisions tend to offset each other, so the initial growth rate release is said to be *unbiased*. If the mean is above zero, this indicates that GDP growth tends to be, on average, revised upwards in the following quarter; below zero, it would indicate that the growth rate tends to be revised downwards.

Table 2: Revisions to GDP growth for selected OECD countries

Sample: 2001Q2 to 2008Q2

Country	Mean revision	Mean absolute revision	Confidence interval	Largest absolute revision
Canada	0.05	0.30	(-0.70, 0.80)	0.96
Australia	0.15	0.45	(-0.94, 1.24)	1.19
Germany	0.08	0.35	(-0.94, 1.10)	1.23
United Kingdom	0.00	0.35	(-1.05, 1.06)	2.04
United States	0.15	0.60	(-1.39, 1.70)	2.67

Note: Revisions are defined as the differences between the second and first release of the annualized quarterly GDP growth rate for each country. The confidence interval is a simple estimate within which we expect the GDP growth-rate revision to lie 19 quarters out of 20. Data obtained from the OECD *Main Economic Indicators Original Release and Revisions* database

6 McKenzie (2007) analyzes revisions across a broader set of OECD countries, using different metrics, and over the 1995 to 2007 period

The mean revision to Canadian GDP growth is 0.05 percentage points, which is trivial. Such a revision is consistent with the revisions of other countries and statistically is not significantly different from 0.0. The largest average revision is for Australia and the United States at 0.15 percentage points. Because our sample is relatively short, however, the associated estimated standard errors are sufficiently large that the average revision for each country is not statistically different from 0.0.

The third column presents the mean absolute revision, which is the average of the absolute value of the revisions. This statistic allows us to gauge the average magnitude of the revisions, regardless of whether the revision is positive or negative. A higher value here indicates that revisions to the GDP growth rate tend to be more substantial; a value of zero would indicate that the initial growth rate is not revised.

We find that the mean absolute revision for Canada is 0.3 percentage points, which is smaller, but not significantly different, than the numbers for other countries in the sample. The United States tends to have the largest revisions, but as mentioned above, this may reflect the fact that its data are released one month sooner than those of the other countries in our sample.

Large revisions to the GDP growth of foreign countries are not simply an issue for policy-makers abroad, but can have implications for policy decisions in Canada. Given that trade is an important component of the Canadian economy, Canadian policy-makers are interested in monitoring economic conditions abroad in order to gauge the potential demand for Canadian goods. If figures for foreign GDP growth are substantially revised, this can potentially complicate policy decisions in Canada. Being aware of revisions to foreign data is therefore important from a Canadian perspective.

Apart from the average size of revisions, analysts and policy-makers are also interested in the volatility of revisions, since less-pronounced revisions lead to less uncertainty about the initial estimate of GDP growth. Using estimates of the standard deviations of the revisions, the fourth column of Table 2 presents confidence intervals for revisions, which correspond to an estimate of the uncertainty around the past growth rate for $k=1$ in Chart 1, panel (b). For Canada, we estimate that the revision to GDP growth will lie in a range of -0.7 to 0.8 percentage points, 19 quarters out of 20. This is narrower than the ranges computed for the other countries. Although not necessarily statistically lower than other countries, it does suggest that Canadian decision-makers may have somewhat more confidence in initial releases of GDP growth than their counterparts in other countries.

Finally, the last column lists the largest (in terms of absolute values) revision for each country. The largest revision for Canada, of almost one percentage point, was recorded for the fourth quarter of 2001, which can be observed in Chart 2a. The United States also had a large positive revision in this quarter (+1.41 percentage points). Since growth for the fourth quarter of 2001 is computed as the percentage change in real GDP from the third quarter to the fourth quarter, we can surmise that the events of 11 September 2001 (which occurred in the third quarter) likely made the task of estimating economic activity especially difficult in both countries.

Revisions to growth rates of Canadian GDP components

Although headline GDP numbers are very important to monetary policy, policy-makers are also interested in the underlying factors that contribute to GDP growth, since some of these components are necessarily more sensitive to interest rate movements and therefore react more strongly to monetary policy actions.

The major components of expenditure-based GDP are

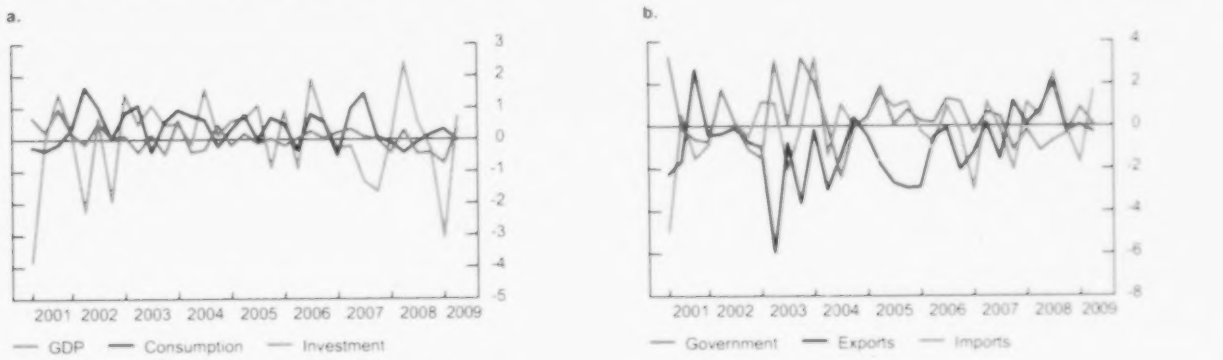
- total household expenditures on goods and services (C);
- business fixed investment (I);
- expenditures by all levels of government (G);
- total exports (X); and
- total imports (M).

In practice, Statistics Canada obtains growth estimates for each component (which can be further disaggregated) and then aggregates them to obtain an estimate of GDP growth. **Chart 3** presents the same revision series for Canadian GDP growth shown in Chart 2, together with the revisions to the growth rates of each major GDP component. Some observations:

- Revisions to the growth rates of GDP components are more pronounced than the revisions to GDP growth itself. Note that the vertical scale of Chart 3 is wider than that of Chart 2, so revisions to total GDP growth seem almost benign in Chart 3 relative to Chart 2. In contrast, the growth rates of some of the components in Chart 3 are often revised by more than 2 percentage points.

Chart 3: Revisions to estimates of Canadian GDP growth and its components

Quarter-over-quarter growth at annualized rates



Source: Author's calculations using data from OECD *Main Economic Indicators*

- Revisions to export and import growth are the most pronounced. In particular, export growth was subject to several downward revisions between 2003 and 2006. Revisions to consumption growth appear to be the smallest.
- In the fourth quarter of 2001, export growth was revised upwards by more than 2 per cent, while import growth was revised down by almost 2 per cent. Taken together, net exports ($X - IM$) were raised substantially in this quarter, and combined with an upward revision to business investment this can explain the relatively large upward revision to GDP growth observed for the quarter.

Table 3 presents descriptive statistics for the revisions to GDP growth and its components. The mean revisions deviate more substantially from zero for some components. For example, growth of consumption and government expenditure tend to be revised upwards by more than 0.35 percentage points, while export growth is revised downwards by 0.9 percentage points, on average. In terms of mean absolute revisions, consumption growth is revised by over 0.5 percentage points, on average, growth of investment and government expenditures by about 1 percentage point, and export growth by almost 1.4 percentage points. As a result, analysts who are required to monitor and forecast the growth of Canadian trade face a more daunting task than those who focus on other GDP components.

Table 3: Revisions to Canadian GDP growth and its components

Sample: 2001Q2 to 2009Q2

Series	Mean revision	Mean absolute revision	Confidence interval	Largest absolute revision
GDP	0.05	0.30	(-0.70, 0.80)	0.96
Consumption	0.35	0.51	(-0.78, 1.48)	1.64
Investment	0.02	1.04	(-2.75, 2.80)	3.83
Government expenditures	0.35	0.98	(-2.30, 3.00)	3.28
Exports	-0.94	1.38	(-4.31, 2.43)	5.95
Imports	0.04	1.23	(-3.23, 3.31)	4.93

Note: Revisions are defined as the differences between the second and first release of the annualized quarterly growth rate of GDP and its components. The confidence interval is a simple estimate within which we expect the growth-rate revision for each series to lie 19 quarters out of 20. Data obtained from the OECD's *Main Economic Indicators Original Release and Revisions* database.

Based on the data from 2001 to 2009, we can conclude that greater uncertainty is associated with the first-release growth rates of the components of GDP than with the growth rate of GDP itself. This result can arise because revisions to the components offset each other (for example, higher consumption growth can offset lower business investment), thereby muting the impact of the revisions to the estimate for total GDP, and also because the GDP components are necessarily lower in level than total GDP, so revisions

to the levels of the components will result in correspondingly larger changes to the growth rates of the components.

Data Revisions and Monetary Policy: Some Issues and Future Directions

The literature on the consequences of data revisions for economic analysis and forecasting has been growing in the past few years, driven by the availability of real-time databases. With the availability of the OECD's real-time database and the Bank of Canada's real-time money and credit database, researchers and analysts now have access to vintage data that allow them to study some important issues for Canadian policy-makers. Below are some areas for which researchers have recently used real-time data to further our understanding.

The output gap

One of the initial motivations for exploring the impact of data revisions was the analysis of past policy decisions; for example, Runkle (1998) and Croushore and Stark (2003). To conduct a fair assessment, however, one would have to use data that were available to policy-makers at the time decisions were being made. As demonstrated above, GDP growth rates are revised by an average of more than one-half a per cent in some countries, and this after only one quarter. To analyze the policy actions of, say, five years ago, one would have to study the data that policy-makers had at that time.

One of the initial motivations for exploring the impact of data revisions was the analysis of past policy decisions.

A key variable monitored by policy-makers when making policy decisions is the output gap: the difference between the current level of real GDP and the level that would exist if all resources in the economy were fully employed and the inflation rate had no tendency to deviate from the target. The press releases that accompany interest rate announcements by the Bank of Canada on fixed announcement dates often allude to the output gap in statements such as, "Overall, the Canadian economy remained above its production capacity at year-end,"[7] which signals a positive output gap.

Given its importance for policy decisions, researchers have documented the impact of data revisions on the measurement of the output gap. Orphanides (2001) found that, once data revisions are taken into account, estimates of the output gap in the United States may differ by more than two percentage points, a magnitude that is non-trivial from a policy perspective. Kozicki (2004) provides measures of the policy implications of such revisions.

Proper measurement of the output gap requires not only the current level of real GDP, but also an estimate of potential GDP. There are several techniques for estimating the latter,[8] but they tend to provide relatively poor estimates of the output gap in real time.[9]

The output gap also figures prominently in the literature on policy rules, where the policy rate is specified as a simple linear function of the output gap and the deviation of the inflation rate from some target. Taylor (1993) found that policy rates in the United States could be well explained by such a rule in the 1980s; however, if data revisions were taken into account, and policy rules were estimated with the data available to policy-makers at the time decisions were being made, such conclusions might not hold. Côté et al. (2004) is the most comprehensive assessment of policy rules for Canada, and it remains to be determined how their most robust rules would change, given the issue of data revisions.

Finally, the output gap is often used to predict inflation. If it is subject to measurement error, it would be useful to determine how this affects inflation forecasts. Orphanides and van Norden (2005) find that output gaps predict inflation relatively well in the United States, but that the forecast performance diminishes substantially if real-time estimates of the output gap are used instead. An extension of this study using recent Canadian data would be very useful.

The role of money

The various measures of growth in the money supply are not given as much importance in making policy decisions today as was the case 20 years ago. This is because the empirical link between growth in the money supply and future inflation appears to have

7 "Bank of Canada lowers overnight target by 1/2 percentage point to 3 1/2 per cent," Bank of Canada Press Release, 4 March 2008.
8 See St-Amant and van Norden (1997) for a survey.
9 See Orphanides and van Norden (2002) for U.S. evidence and Cayen and van Norden (2005) for Canada.

weakened, partly as a result of innovations in banking products. However, as Keshishbanoosy et al. (2008) show, the money supply itself is subject to revision. It may therefore be worthwhile to further explore the links between money growth, macroeconomic variables, and policy decisions in a real-time context. Garratt et al. (2007) find some evidence that the predictive power of broad money in the United Kingdom did not decrease as much in the 1980s as is popularly perceived when real-time data is used.

Monitoring

From equation (1) we observe that the current growth rate of GDP is a product of this period's GDP level and the revised level of last period's GDP. In other words, success in monitoring this period's growth rate hinges partly on the magnitude of the revision to last period's GDP. Analysts should therefore expend some effort in trying to understand the nature of revisions and, indeed, try to predict them, if possible.

The literature remains divided as to whether past revisions are, in fact, predictable, but preliminary evidence presented by Galbraith and Tkacz (2007) for Canadian data suggests that revisions can be partially anticipated. In future work, analysts can explore other explanatory variables, as well as understanding whether revisions are likely to be more pronounced in some periods than in others. For example, revisions may be larger around the turning points of business cycles, so in such periods of uncertainty analysts may wish to anticipate large revisions and therefore build larger confidence intervals around their estimates of current GDP growth.

Given the large revisions to the components of GDP growth, the payoff for predicting the revisions could be potentially smaller confidence intervals around the monitoring of these variables.

Statistical methodology

Some statistical methods used by economists may not be valid in the presence of data that are subject to revision, and so some empirical findings may have to be reconsidered. New techniques are currently being developed to deal with such issues, but it may be some time before analysts can fully exploit them. For example, Clark and McCracken (2009) propose a new forecast-encompassing test (a test used to select among competing forecasting models) that can be used in the presence of revised data. Up to this point, many tests applied in the field have ignored data revisions, so it is possible that some incorrect inferences may have been made in past studies that have assessed the relative performance of competing forecasting models. In a different context, Jacobs and van Norden (2006) develop a method for constructing optimal forecasts and confidence intervals that are valid in the presence of data revision and use multiple vintages of data.

Development of such new techniques and their application to Canadian data are also important areas for future research.

Conclusion

Data revisions have been recognized as an issue by economists for some time, but research on the impact of data revisions has grown markedly in recent years with the advent of real-time databases. Canadian real-time databases are now available, and Canadian practitioners are expected to use these resources to improve the reliability of their models.

Data revisions can be viewed as uncertainty about the past, which feeds into uncertainty about the future. Revisions to Canadian GDP growth are found to be somewhat lower than those in some other OECD countries. However, revisions to the growth rates of the components of Canadian GDP are appreciably larger, which can lead to greater uncertainty for analysts who must monitor and forecast those components.

Data revisions can affect policy decisions in several ways, notably by yielding more uncertainty around the true values of the variables of interest to policy-makers. Furthermore, they can affect the existence of fundamental relationships between variables and cloud the judgment of analysts. Many outstanding research questions remain to be resolved for policy-makers, but the existence of real-time databases for Canada should help to answer some of these questions in coming years.

Literature Cited

Burns, A. and W. Mitchell. 1946. *Measuring Business Cycles*. New York: National Bureau of Economic Research.

Campbell, B. and S. Murphy. 2006. "The Behaviour of Canadian Data Revisions." Paper presented at the 2nd CIRANO and IPA Workshop on Macroeconomic Forecasting, Analysis and Policy with Data Revision. Montréal, Canada, October 27–28.

Cayen, J.-P. and S. van Norden. 2005. "The Reliability of Canadian Output-Gap Estimates." *North American Journal of Economics and Finance* 16 (3): 373–93.

Clark, T. and M. McCracken. 2009. "Tests of Equal Predictive Ability with Real-Time Data." *Journal of Business & Economic Statistics* 27 (4): 441–54.

Côté, D., J. Kuszczak, J.-P. Lam, Y. Liu, and P. St-Amant. 2004. "The Performance and Robustness of Simple Monetary Policy Rules in Models of the Canadian Economy." *Canadian Journal of Economics* 37 (4): 978–98.

Croushore, D. and T. Stark. 2001. "A Real-Time Data Set for Macroeconomists." *Journal of Econometrics* 105 (1): 111–30.

———. 2003. "A Real-Time Data Set for Macroeconomists: Does the Data Vintage Matter?" *Review of Economics and Statistics* 85 (3): 605–17.

Galbraith, J. W. and G. Tkacz. 2007. "Electronic Transactions as High-Frequency Indicators of Economic Activity." Bank of Canada Working Paper No. 2007-58.

Garratt, A., G. Koop, E. Mise, and S. Vahey. 2007. "Real-Time Prediction with UK Monetary Aggregates in the Presence of Model Uncertainty." Birkbeck Working Paper in Economics and Finance No.0714.

Jacobs, J. and S. van Norden. 2006. "Modeling Data Revisions: Measurement Error and Dynamics of 'True' Values." CCSO Working Paper No. 2006/07.

Keshishbanoosy, R., P. St-Amant, D. Ball, and I. Medovikov. 2008. "A Money and Credit Real-Time Database for Canada." *Bank of Canada Review* (Summer): 55–64.

Kozicki, S. 2004. "How Do Data Revisions Affect the Evaluation and Conduct of Monetary Policy?" *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review* Q1 89 (1): 5–38.

Li, F. and G. Tkacz. 2006. "A Consistent Bootstrap Test for Conditional Density Functions with Time-Series Data." *Journal of Econometrics* 133 (2): 863–86.

McKenzie, R. 2007. "Relative Size and Predictability of Revisions to GDP, Industrial Production and Retail Trade—A Comparative Analysis across OECD Member Countries." Paper presented at the 3rd CIRANO and IPA Workshop on Macroeconomic Forecasting, Analysis and Policy with Data Revision. Montréal, Canada, October 5–6.

Nunes, L. 2005. "Nowcasting Quarterly GDP Growth in a Monthly Coincident Indicator Model." *Journal of Forecasting* 24 (8): 575–92.

Orphanides, A. 2001. "Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data." *American Economic Review* 91 (4): 964–85.

Orphanides, A. and S. van Norden. 2002. "The Unreliability of Output-Gap Estimates in Real Time." *Review of Economics and Statistics* 84 (4): 569–83.

———. 2005. "The Reliability of Inflation Forecasts Based on Output-Gap Estimates in Real Time." *Journal of Money, Credit and Banking* 37 (3): 583–601.

Runkle, D. 1998. "Revisionist History: How Data Revisions Distort Economic Policy Research." *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 22(4): 3–12.

St-Amant, P. and S. van Norden. 1997. "Measurement of the Output Gap: A Discussion of Recent Research at the Bank of Canada." Bank of Canada Technical Report No. 79.

Literature Cited (cont'd)

Statistics Canada. 2002. "Chain Fisher Volume Index —Methodology." Available at <http://www.statcan.gc.ca/concepts/cf/8102792-eng.htm>.

Stekler, H. 1967. "Data Revisions and Economic Forecasting." *Journal of the American Statistical Association* 62 (318): 470–83.

Taylor, J. 1993. "Discretion Versus Policy Rules in Practice." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39: 195–214.

Appendix: Revision Policy for the Canadian National Accounts

Revisions to the National Accounts can be of three different types: (i) regular revisions that take into account new information and/or reconcile data from the myriad surveys and sources that are used as inputs to the construction of the National Accounts; (ii) conceptual revisions arising from changes in definitions within the National Accounts; and (iii) historical revisions that are (infrequently) performed for various reasons.

Regular revisions

In the absence of conceptual changes or major historical revisions, the National Accounts are regularly revised to take into account new information and/or to reconcile data from the sources used to construct them. The revision schedule is as follows:

- Data for preceding quarters of the year are revised when the data for the current quarter are published.
- Revisions extending back four years are made with the publication of first-quarter data for a new year.

These are the revisions that should be of most interest to analysts and policy-makers since they can influence one's perception about the relative strength or weakness of the economy and can therefore influence current decisions.

Source: Statistics Canada <http://www.statcan.ca/english/freepub/13-010-XIE/2003001/revision2003001.htm>

Conceptual revisions

These revisions can arise because of changing perceptions about how certain segments of the economy should be classified or because of fundamental changes in quantifying economic activity. For example, major conceptual changes occurred with the release of the May 2001 National Accounts in which the method for measuring the capitalization of software was changed and the move from a Laspeyres Index to a Chain Fisher Volume Index took place, which made the Canadian and U.S. National Accounts more comparable. This second factor, in particular, renders the comparison of revisions before and after 2001 more challenging. See Statistics Canada (2002) for technical details.

Historical revisions

About once every ten years, Statistics Canada will revise data farther back than the typical four years. Such historical revisions are conducted to "improve estimation methods, eliminate statistical breaks resulting from more limited revisions and introduce conceptual changes into the system." Such revisions would have the greatest impact on users of macroeconomic models, who might find that parameter estimates were affected by such revisions. The latest historical revision occurred in December 1997, and the next is scheduled for 2012/2013. For further details see <http://www.statcan.ca/english/concepts/nateco/ann.htm>.

Bank of Canada Publications

Unless noted otherwise, all publications are available in print and on the Bank's website: <http://www.bankofcanada.ca>.

Monetary Policy Report (quarterly: January, April, July, and October)

Financial System Review (June/December)

Bank of Canada Review (quarterly; see inside cover for subscription information)

Business Outlook Survey (quarterly: January, April, July, and October)*

Senior Loan Officer Survey (quarterly: January, April, July, and October)*

Speeches and Statements by the Governor

Bank of Canada Banking and Financial Statistics (monthly)*

Weekly Financial Statistics (published each Friday)*

Renewal of the Inflation-Control Target: Background Information

Annual Report

A History of the Canadian Dollar
James Powell (available at Can$8 plus GST and PST, where applicable) (2005)

By All Accounts: Outside Perspectives on the Bank of Canada**
A portrait of the Bank from the perspective of outside observers, showing how Canadians have perceived the performance of their central bank over the decades through the eyes of those who monitor its work on the public's behalf. (2010)

Beads to Bytes: Canada's National Currency Collection**
This volume explores the role of money in society through the lens of the National Currency Collection, an extraordinary repository of coins, bank notes, and related paraphernalia from around the world. (2008)

More Than Money: Architecture and Art at the Bank of Canada**
A tour of the head office complex, highlighting the architecture, interior design, and decoration, as well as elements of restoration and preservation. It also features pieces from the Bank's art collection. (2007)

The Art and Design of Canadian Bank Notes**
A journey behind the scenes to explore the demanding world of bank note design. (2006)

The Bank of Canada: An Illustrated History**
To celebrate the Bank's 70th anniversary, this book depicts the history of the Bank from 1935. (2005)

The Transmission of Monetary Policy in Canada
(1996, Can$20 plus GST and PST, where applicable)
Available at <http://www.bankofcanada.ca/en/res/other/herm-98.html>.

The Thiessen Lectures (January 2001)
Lectures delivered by Gordon G. Thiessen, Governor of the Bank of Canada 1994 to 2001

A Festschrift in Honour of David Dodge's Contributions to Canadian Public Policy (2009)

Bilingualism at the Bank of Canada (published annually)

Planning an Evolution: The Story of the Canadian Payments Association, 1980–2002
James F. Dingle (June 2003)

Conference Proceedings
Conference volumes published up to and including April 2005 are available on the Bank's website. Print copies can be purchased for Can$15 plus GST and PST, where applicable. Papers and proceedings from Bank of Canada conferences, seminars, and workshops held after April 2005 are now published exclusively on the Bank's website.

Technical Reports, Working Papers, and Discussion Papers*
Technical Reports, Working Papers, and Discussion Papers are published in the original language only, with an abstract in both official languages.

Discussion papers deal with finished work on technical issues related to the functions and policy-making of the Bank. They are of interest to specialists and other central bankers.

For further information, including subscription prices, contact:

Publications Distribution
Communications Department
Bank of Canada
234 Wellington St.
Ottawa, ON
Canada K1A 0G9
Telephone: 613 782-8248
Toll free in North America: 1 877 782-8248
Email address: publications@bankofcanada.ca

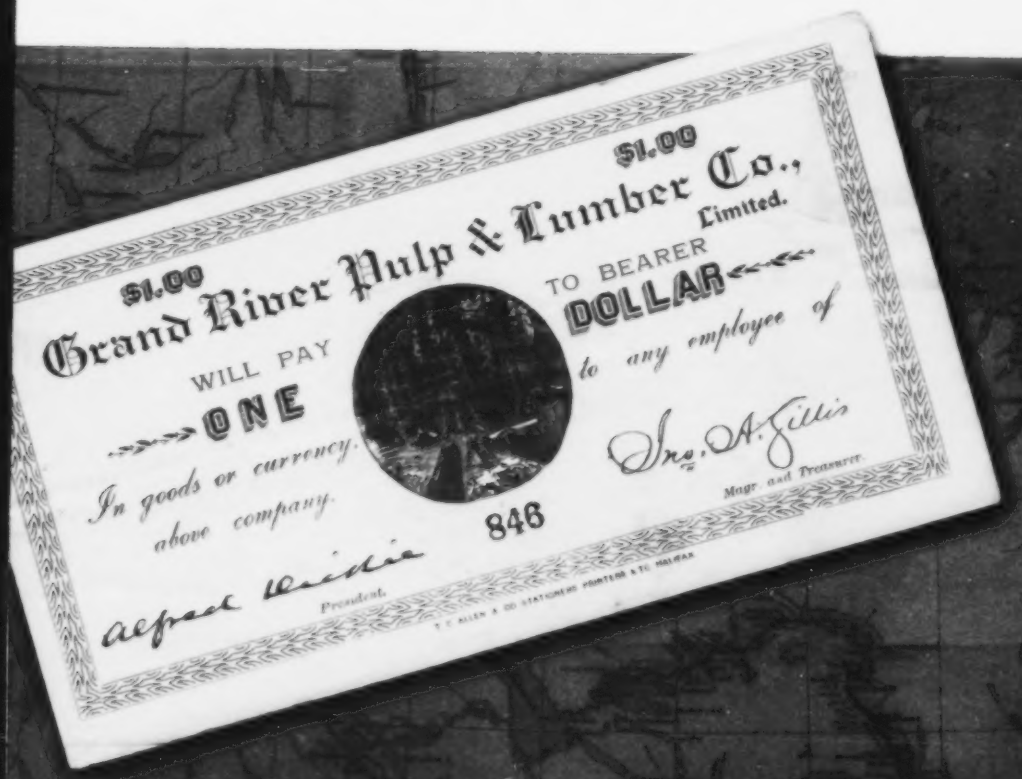
* Available only on the Bank's website

** Each Can$25 plus shipping costs. Sample pages are available on the Bank's website.

BANQUE DU CANADA
BANK OF CANADA
CÉLÉBRONS 75 ANS
CELEBRATING 75 YEARS

Revue de la Banque du Canada

Printemps 2010



Dossier spécial
L'incertitude et la formulation de la politique monétaire

www.banqueducanada.ca

MEMBRES DU COMITÉ DE RÉDACTION

Jack Selody
Président

Jean Boivin
Agathe Côté
Allan Crawford
Pierre Duguay
Paul Fenton
Gerry Gaetz
Donna Howard
Brigid Janssen
Tim Lane
John Murray
Sheila Niven
George Pickering
Lawrence Schembri
David Wolf
Mark Zelmer

Maura Brown
Rédactrice

La *Revue de la Banque du Canada* est publiée trimestriellement sous la direction du Comité de rédaction, auquel incombe la responsabilité du contenu. Les articles de la *Revue* peuvent être reproduits ou cités dans la mesure où le nom de la publication ainsi que la livraison d'où sont tirés les renseignements sont mentionnés expressément.

On peut consulter les livraisons déjà parues de la *Revue* ainsi que d'autres publications dans le site Web de la Banque, à l'adresse **http://www.banqueducanada.ca**.

Il est possible de s'abonner à la *Revue* aux tarifs suivants :

Livraison au Canada	25 $ CAN
Livraison aux États-Unis	25 $ CAN
Livraison dans les autres pays, par courrier de surface	50 $ CAN

Pour les bibliothèques publiques et gouvernementales canadiennes ainsi que les bibliothèques des établissements d'enseignement canadiens et étrangers, le tarif d'abonnement est réduit de moitié. On peut aussi se procurer la *Revue* au prix de 7,50 $ l'exemplaire.

Les paiements doivent être faits en dollars canadiens à l'ordre de la Banque du Canada. Le montant des abonnements et commandes en provenance du Canada doit être majoré de 5 % pour la TPS et, s'il y a lieu, de la taxe de vente provinciale.

Pour commander des exemplaires de publications, veuillez vous adresser à la Diffusion des publications, département des Communications, Banque du Canada, 234, rue Wellington, Ottawa (Ontario), Canada K1A 0G9; composer le 613 782-8248 ou le 1 877 782-8248 (sans frais en Amérique du Nord); ou envoyer un message électronique à publications@banqueducanada.ca.

Pour obtenir des renseignements sur les taux d'intérêt ou les taux de change, veuillez composer le 613 782-7506.

ISSN 0045-1460 (version papier)
ISSN 1483-8311 (Internet)
Imprimé au Canada sur papier recyclé

© Banque du Canada 2010

Revue de la Banque du Canada

Printemps 2010

Les bons de marchand : la Grand River Pulp and Lumber Company

David Bergeron, conservateur, Musée de la monnaie

Avant que les banques s'établissent dans les régions les plus reculées du pays, il n'était pas rare que les entreprises paient leurs employés en « bons », ou billets. Entre 1902 et 1911, la Grand River Pulp and Lumber Company de Halifax a émis ses propres billets de 5, 10, 25 et 50 cents et de 1, 2 et 5 dollars pour payer les travailleurs de sa scierie située à l'embouchure de la Grande Rivière (maintenant connue sous le nom de « fleuve Churchill »), au Labrador. Vu l'éloignement et l'isolement des lieux, l'émission de bons remboursables en nature localement ou en argent à Halifax apparaissait comme une façon ingénieuse d'éliminer le risque lié au transport de pièces et de billets vers des contrées sauvages.

Entrepreneur forestier et homme politique très en vue de Halifax, Alfred Dickie fonde la Grand River Pulp and Lumber Company en 1900. Après avoir négocié un bail à long terme portant sur une superficie de 500 kilomètres carrés aux abords de l'estuaire du fleuve Hamilton, au Labrador, il sollicite un permis de coupe auprès du gouvernement de Terre-Neuve. Il est loin de se douter que sa demande va déclencher un différend frontalier entre le Québec et Terre-Neuve. Quand il apprend l'existence de la demande d'Alfred Dickie, le gouvernement du Québec intervient et déclare que les terres en question font partie du territoire de la province. Or, selon le Parlement de Terre-Neuve, le Labrador est formé par la région située au nord du 52^{e} degré de latitude et à l'est du 64^{e} degré de longitude et délimitée en 1876 par lettres patentes. Ainsi, pour Alfred Dickie, il ne fait aucun doute que les terres louées par son entreprise se trouvent à l'intérieur du territoire relevant de la compétence de Terre-Neuve. Le gouvernement terre-neuvien non seulement refuse d'annuler le permis, mais maintient son droit sur le bassin hydrographique de l'ensemble des rivières et fleuves qui se déversent dans l'océan Atlantique.

En 1904, le conflit relatif aux limites territoriales du Labrador s'intensifie quand le gouvernement du Québec demande à Ottawa de soumettre le différend au Comité judiciaire du Conseil privé de Londres. Terre-Neuve accepte de se soumettre à la décision du Conseil privé. L'affaire s'éternise et aucun progrès réel n'est accompli jusqu'en 1922. On demande alors au Conseil privé de décider des frontières du Labrador. Les juges n'arrivent pas à s'entendre sur la définition de « côte », terme employé dans la description du Labrador en vertu des lois, des décrets et des proclamations. Contrairement à la position défendue par Terre-Neuve, le Canada prétend que « côte » désigne la bande de terre de 1,6 km de largeur longeant le rivage de la mer. En 1927, le Conseil privé tranche en faveur de Terre-Neuve et le Canada accepte son verdict. Les frontières du Labrador sont confirmées au moment de l'adhésion de Terre-Neuve à la Confédération en 1949 et, en 1971, le Québec renonce à contester la validité du jugement de 1927. En 1999, la Chambre d'assemblée de Terre-Neuve adopte une résolution par laquelle la province prend le nom de « Terre-Neuve-et-Labrador ».

Seuls bons de marchand du Labrador connus, ceux de la Grand River Pulp and Lumber Company révèlent un aspect étonnant du passé d'une partie du Canada encore peu peuplée et largement inexplorée. La Collection nationale de monnaies renferme un assortiment complet de bons de la Grand River Pulp and Lumber Company.

Photographie : Gord Carter, Ottawa

Carte du Labrador reproduite en arrière-plan avec l'aimable autorisation du Centre d'études terre-neuviennes (réseau des bibliothèques de l'Université Memorial)

Table des matières

DOSSIER SPÉCIAL
L'INCERTITUDE ET LA FORMULATION DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE

Introduction

1 L'incertitude et la formulation de la politique monétaire

Articles

3 Le contrat à terme sur le pétrole brut : une boule de cristal?
13 Anticipations d'inflation et conduite de la politique monétaire : tour d'horizon des données et de l'expérience récentes
27 L'efficacité des règles de politique monétaire en présence d'incertitude
41 Un passé incertain : les révisions statistiques et la politique monétaire au Canada

53 Publications de la Banque du Canada

L'incertitude et la formulation de la politique monétaire

Greg Tkacz, rédacteur invité

L'incertitude est un aspect incontournable du processus d'élaboration de la politique monétaire présent à plusieurs horizons. L'incertitude à l'égard de l'avenir est bien connue, car les autorités doivent nécessairement se fonder sur des prévisions des variables clés pour prendre leurs décisions. L'incertitude autour du présent touche aussi bien le choix du modèle économique que celui des valeurs des paramètres et peut donc se répercuter sur l'analyse des actions envisageables. Le passé également recèle sa part d'incertitude, puisque les principales variables de l'économie sont sujettes à des révisions, qui sont susceptibles de modifier la perception du dynamisme de l'économie.

Ce dossier spécial réunit quatre articles dont le propos est de traiter de l'incertitude dans la formulation de la politique monétaire et des moyens de la réduire au mieux. Les deux premiers articles concernent l'incertitude à propos de l'avenir; le troisième, l'incertitude au sujet du présent; et le dernier, l'incertitude qui caractérise le passé.

Dans l'article intitulé « Le contrat à terme sur le pétrole brut : une boule de cristal? », Ron Alquist et Elif Arbatli examinent trois façons dont les prix à terme de l'or noir peuvent enrichir notre compréhension de la conjoncture et des perspectives de ce marché mondial. Premièrement, l'étude des fluctuations de la courbe des prix à terme peut aider à estimer la persistance des chocs touchant les cours du pétrole et à évaluer le rythme auquel ils s'atténueront. Deuxièmement, l'écart entre le prix à terme et le prix au comptant peut être utilisé à titre d'indicateur de la demande de pétrole à des fins de précaution. Troisièmement, comme les prix à terme du brut affichent une grande variabilité, les prévisions du futur prix au comptant établies à partir d'eux devraient être étayées par d'autres informations afin d'en accroître l'exactitude.

Dans « Anticipations d'inflation et conduite de la politique monétaire : tour d'horizon des données et de l'expérience récentes », Rose Cunningham, Brigitte Desroches et Eric Santor se penchent sur le rôle que les anticipations d'inflation jouent dans la conduite de la politique monétaire. Les auteurs passent en revue les diverses mesures de l'inflation attendue tirées d'enquêtes ou fondées sur les marchés dont se servent les banques centrales, et évaluent leurs atouts et inconvénients respectifs. Ils étudient ensuite la fonction capitale des anticipations d'inflation dans le cadre qu'utilisent les autorités monétaires pour comprendre, prévoir et maîtriser l'évolution de l'inflation. Ils s'intéressent aussi au rôle de ces attentes comme indicateur de la crédibilité de la banque centrale, analysent le comportement des anticipations d'inflation au cours des deux dernières années, puis présentent leurs conclusions.

Les auteurs de l'article s'intitulant « L'efficacité des règles de politique monétaire en présence d'incertitude », Gino Cateau et Stephen Murchison, examinent les recherches consacrées ces dernières années à l'influence de différentes sources d'incertitude économique sur l'efficacité de diverses catégories de règles de politique monétaire, depuis les règles simples jusqu'à la règle optimale avec engagement. Ils expliquent l'importance de la prise en compte de l'incertitude dans la conception des règles de politique monétaire et fournissent des exemples quantitatifs provenant de la littérature récente. Les deux auteurs exposent aussi les résultats obtenus à l'aide de diverses règles dans TOTEM — le principal modèle utilisé à la Banque du Canada pour l'élaboration des projections et l'analyse —, dont des règles qui réagissent au niveau des prix plutôt qu'à l'inflation.

Pour finir, Greg Tkacz montre, dans « Un passé incertain : les révisions statistiques et la politique

monétaire au Canada », que de nombreuses variables importantes de l'économie sont sujettes à des révisions. Il y explique de quelle manière, dans quelles circonstances et pour quels motifs de telles modifications sont opérées, et comment les révisions appliquées au produit intérieur brut (PIB) du Canada se comparent à celles du PIB d'autres pays. Il précise également quelles composantes du PIB se voient soumises aux révisions les plus marquées et comment les révisions statistiques peuvent influer sur les décisions de politique monétaire.

Le contrat à terme sur le pétrole brut : une boule de cristal?

Ron Alquist et Elif Arbatli, département des Analyses de l'économie internationale

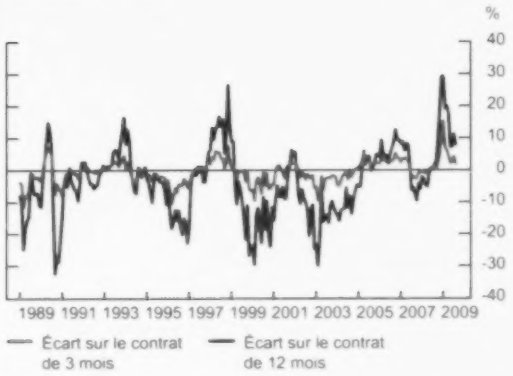
- *Les décideurs publics et les analystes recourent souvent aux prix des contrats à terme sur le pétrole comme outil d'appréciation de l'évolution du marché international du brut. S'inspirant des recherches récentes, le présent article examine trois façons dont les prix à terme de l'or noir peuvent enrichir notre compréhension de la conjoncture et des perspectives de ce marché mondial clé.*
- *Premièrement, l'étude des fluctuations de la courbe des prix à terme peut aider à estimer la persistance des chocs touchant les cours du pétrole et à évaluer le rythme auquel un choc donné s'atténuera.*
- *Deuxièmement, l'écart entre le prix à terme et le prix au comptant peut être utilisé à titre d'indicateur de la demande de pétrole à des fins de précaution.*
- *Troisièmement, les prix à terme du pétrole peuvent servir à prévoir les prix au comptant. Cependant, comme les prévisions obtenues affichent une grande variabilité, elles devraient être étayées par d'autres informations afin d'en accroître l'exactitude.*

L'envolée des prix du pétrole brut observée à partir de 2002 puis leur effondrement à l'automne 2008 ont ravivé l'intérêt des chercheurs à l'égard des déterminants des prix au comptant et des prix à terme négociés sur le marché **(Graphique 1** et **Graphique 2)**. L'ampleur de ces fluctuations illustre bien l'importance d'une bonne compréhension de la relation qui existe entre les prix des contrats à terme sur le pétrole et les anticipations du marché. De fait, les décideurs publics et les analystes ont souvent recours aux prix des contrats négociés au New York Mercantile Exchange (NYMEX) pour mesurer les attentes du marché quant à l'évolution future du prix au comptant de l'or noir. Étant donné cette pratique répandue, il est essentiel d'avoir une idée claire des renseignements qu'on peut extraire des cours à terme du pétrole. Des travaux récents

Graphique 1 : Prix au comptant et prix à terme du pétrole brut

a. WTI : West Texas Intermediate
Source : NYMEX

Graphique 2 : Écart entre les cours du terme et du comptant



Source : NYMEX

font la lumière sur ce que ces prix permettent d'inférer au sujet de l'évolution du marché mondial du brut.

Nous proposerons d'abord un survol de la théorie du stockage comme schéma d'analyse de la relation entre les marchés au comptant et à terme. Dans ce schéma, les entreprises de transformation déterminent la quantité du produit de base qu'elles consommeront dès aujourd'hui par rapport à la consommation des jours suivants. Elles se trouvent de la sorte à fixer le niveau du prix au comptant par rapport au prix à terme. Nous chercherons ensuite à savoir si les fluctuations de la courbe des prix à terme traduisent les attentes du marché quant à l'évolution future des cours du pétrole, conformément à la théorie du stockage assortie d'une hypothèse de neutralité des agents vis-à-vis du risque. Enfin, nous analyserons en trois temps comment l'étude des prix des contrats à terme sur le pétrole peut aider à raffiner notre compréhension de la conjoncture et des perspectives du marché. Plus précisément, nous verrons comment on peut : 1) estimer le degré de persistance d'un choc en examinant la réaction de la courbe des prix à terme face aux variations des prix au comptant; 2) utiliser l'écart entre les cours du terme et du comptant pour repérer un changement dans les attentes quant aux futures pénuries de pétrole; 3) prévoir le prix au comptant en temps réel au moyen des prix à terme.

Établissement des prix sur le marché des contrats à terme sur le pétrole brut

La théorie du stockage, qui s'applique de manière générale aux marchés des produits de base stockables, constitue le cadre classique d'analyse du mode de détermination des prix sur le marché à terme du pétrole brut. Le prix au comptant est le prix demandé pour la livraison immédiate du produit, et le prix à terme, celui demandé pour sa livraison à une date ultérieure préétablie. Si l'on considère l'offre d'or noir comme donnée, le cadre d'analyse, dans sa forme la plus élémentaire, repose sur l'hypothèse que les producteurs sont neutres à l'égard du risque, qu'ils évoluent dans un environnement concurrentiel et qu'ils choisissent de façon optimale la quantité de pétrole qu'ils souhaitent consommer aujourd'hui et celle qu'ils désirent stocker[1]. L'hypothèse de neutralité face au risque implique que le prix à terme observé est égal au prix au comptant attendu dans l'avenir, corrigé en fonction des coûts et des bénéfices rattachés à la détention d'un stock de pétrole et à la capacité d'accéder rapidement à ce dernier.

Dans ce modèle, l'écart entre les cours du comptant et du terme s'ajuste de manière à ce que le coût marginal du stockage d'un baril de pétrole soit égal au bénéfice marginal qu'on en retire. La différence entre les prix au comptant et les prix à terme contemporains reflète l'intérêt auquel renonce le producteur en constituant un stock, le coût de l'entreposage physique du baril de pétrole et le rendement d'opportunité lié à la détention de stocks, à savoir le bénéfice réalisable par l'entreprise sur le baril mis en réserve. Le stockage de pétrole répond à un motif de précaution, et on suppose que le rendement marginal qui lui est associé va décroissant.

Les économistes font appel à la notion de rendement d'opportunité pour clarifier un paradoxe apparent qui caractérise les marchés des contrats à terme sur les produits de base. Les cours des contrats à terme sont souvent inférieurs au prix au comptant observé — les prix à terme font l'objet d'un « déport »[2] — alors même que les entreprises accumulent des stocks d'une période à une autre et essuient apparemment des pertes en capital. Mais si la détention de stocks est source de bénéfices pour l'entreprise, le stockage peut s'avérer une démarche rationnelle même si le marché à terme se trouve en situation de déport.

1 Ce type de modèle ne date pas d'hier : les travaux de Kaldor (1939), Working (1949), Brennan (1958) et Gustafson (1958) ont tracé la voie, plus récemment, à ceux de Scheinkman et Schechtman (1983), Williams et Wright (1991), Deaton et Laroque (1992) ainsi que Ng et Ruge-Murcia (2000).

2 Lorsque les cours du terme sont supérieurs à ceux du comptant, on dit que le marché se trouve en situation de « report ». Il y a déport lorsque le vendeur d'un titre verse une somme pour obtenir le droit de retarder la livraison; on parle au contraire de report lorsque l'acheteur d'un titre verse une somme pour acquérir le droit de différer la livraison et le paiement.

Autrement dit, la capacité d'accéder rapidement à du pétrole peut justifier la détention de stocks lorsque la courbe des prix à terme fait état d'une situation de déport. Le contrat sur le pétrole brut West Texas Intermediate — le contrat sur l'énergie le plus liquide, le plus négocié et le plus suivi par les analystes en Amérique du Nord — est souvent l'objet de déports; pourtant, les raffineries maintiennent le niveau des stocks en territoire positif (Litzenberger et Rabinowitz, 1995).

Le rendement d'opportunité associé au stockage de pétrole brut cadre avec les exigences opérationnelles des raffineries. Du fait des contraintes technologiques, les raffineries ont grandement intérêt à détenir des stocks d'or noir afin d'optimiser la production de différents types de produits pétroliers (National Petroleum Council, 2004). La détention de stocks de brut confère à la raffinerie une souplesse opérationnelle, et la valeur de cette marge de manœuvre est donnée par le rendement d'opportunité. D'après Considine (1997), le rendement d'opportunité, déduction faite des intérêts et des coûts du stockage physique, correspond sur une base annuelle à environ 20 % du prix au comptant[3].

Prix à terme et attentes du marché

Il est possible de recourir aux prix à terme en tant que mesures du prix au comptant attendu — et d'interpréter leur structure par échéance comme un indicateur de la trajectoire prévue des cours du pétrole — à la condition qu'ils représentent l'anticipation rationnelle concernant le prix au comptant. Le raisonnement selon lequel les attentes du marché peuvent être appréhendées par les prix à terme prend ainsi appui sur l'hypothèse voulant que les cours du terme constituent des prévisions non biaisées du futur prix au comptant. Les données disponibles concordent en gros avec cette hypothèse. Bien que certaines études indiquent que les prévisions du prix au comptant établies à partir des prix à terme comportent un biais, celui-ci est en moyenne négligeable.

3 Considine (1997) calcule le rendement d'opportunité en résolvant dynamiquement le problème de maximisation du profit d'une raffinerie à l'aide de données détaillées sur la gamme habituelle des produits pétroliers qu'on y fabrique. D'après ses résultats, la raffinerie peut économiser des sommes appréciables en rajustant ses stocks de manière à minimiser les coûts variables. Si ce n'est du signe qui diffère, les économies réalisées sont égales au rendement d'opportunité.

Le raisonnement selon lequel les attentes du marché peuvent être appréhendées par les prix à terme prend appui sur l'hypothèse voulant que ces derniers constituent des prévisions non biaisées du futur prix au comptant.

Pouvoir prédictif des prix à terme et biais

Afin de déterminer si l'emploi des prix à terme pour prédire le futur prix au comptant du pétrole introduit un biais, on peut tester l'efficacité de la prévision en effectuant une régression de la variation en pourcentage *ex post* du cours du comptant par rapport à une constante et à l'écart en pourcentage entre les prix à terme et au comptant contemporains[4]. L'équation de régression se présente comme suit :

$$\Delta s_{t+h} = \alpha + \beta\left(f_t^{(h)} - s_t\right) + \varepsilon_{t+h}, \qquad (1)$$

où Δs_{t+h} représente la variation *ex post* du logarithme du prix au comptant, $f_t^{(h)}$ correspond au logarithme du prix d'un contrat à terme qui vient à échéance dans h mois, s_t désigne le cours du comptant à la période t et ε_{t+h} est un terme d'erreur aléatoire. Si les prix à terme sont des prévisions non biaisées du futur prix au comptant, on peut s'attendre à ce que $\alpha = 0$ et $\beta = 1$[5]. Dans de telles régressions, le non-rejet de l'hypothèse nulle $\beta = 1$ est généralement interprété comme un indicateur de l'absence d'une prime de risque variable dans le temps (voir, entre autres, Chernenko, Schwarz et Wright, 2004).

Pour évaluer la prévisibilité des prix au comptant par les prix à terme, nous effectuons des régressions

4 Ce type de test repose sur l'hypothèse implicite que les acteurs du marché et les économètres poursuivent le même objectif, c.-à-d. qu'ils choisissent la valeur des paramètres α et β de façon à minimiser la somme des carrés des erreurs. Si tel n'est pas le cas, le test sera biaisé en faveur de l'hypothèse alternative (voir Elliott, Komunjer et Timmermann, 2005).

5 Il est également possible de tenir compte du coût de détention en incorporant les taux d'intérêt et le coût de stockage dans l'équation. Au contraire de ce dernier, les taux d'intérêt sont directement observables, et les intégrer à la démarche n'a aucune incidence sur la conclusion. Les seules données à notre disposition concernant les coûts de stockage proviennent de l'Energy Information Administration. Or elles indiquent que ces coûts varient peu fréquemment; leur évolution ne peut par conséquent expliquer la forte volatilité des écarts entre le prix à terme et le prix au comptant.

pour les contrats assortis d'échéances de trois mois, six mois et douze mois sur la période allant de janvier 1989 à août 2009. Le **Tableau 1** fait état des résultats de ces régressions. Le biais moyen semble croître de façon monotone avec l'échéance du contrat à terme; toutefois, il n'est significativement différent de zéro que dans le cas de l'horizon à douze mois. Par ailleurs, l'hypothèse nulle $\beta = 1$ n'est rejetée dans aucun des trois cas étudiés. Ces conclusions sont très similaires à celles dégagées d'autres études faisant intervenir des échantillons d'estimation différents, notamment celles de Chernenko, Schwarz et Wright (2004), d'Arbatli (2008), de Chinn et Coibion (2009) ainsi que d'Alquist et Kilian (2010). D'après ces résultats, l'hypothèse voulant que le cours à terme du pétrole corresponde au futur prix au comptant attendu serait donc une bonne approximation de départ.

Tableau 1 : Résultats des régressions visant à évaluer l'exactitude des prévisions établies à partir des prix à terme du pétrole

Janvier 1989 – août 2009

	Contrat de 3 mois	Contrat de 6 mois	Contrat de 12 mois
α (valeur p)	0,02 (0,29)	0,04 (0,18)	0,09 (0,05)
β (valeur p)	1,51 (0,46)	0,91 (0,85)	0,79 (0,54)
Rejet de H_0: $\alpha = 0$, $\beta = 1$	Non	Non	Oui
R^2 corrigé	0,03	0,04	0,05
T	246	243	237

Nota : Les valeurs p sont fondées sur des écarts types robustes en présence d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité.

À cette étape, il importe d'aborder une subtilité entourant les tests statistiques de prévisibilité qui aidera à comprendre le lien entre ces résultats et le fait que les cours du terme ne permettent pas de prévoir aussi bien, en temps réel, le futur prix au comptant qu'un simple processus de marche aléatoire[6]. Si le cours à terme du pétrole était égal à l'espérance conditionnelle du prix du pétrole, il fournirait la prévision la plus exacte selon les critères normaux de mesure de l'exactitude des prévisions (Granger, 1969). Les résultats des régressions réalisées cadrent avec cette hypothèse, mais il s'agit de tests de prévisibilité en échantillon qui reposent sur toute la gamme des données disponibles à un moment précis. On peut aussi évaluer le pouvoir prédictif au moyen d'un test hors échantillon, en se limitant à un sous-échantillon de données se rapportant à une période déterminée pour faire une prévision en temps réel. La grande majorité des prévisionnistes reconnaît qu'il n'y a aucun lien impératif entre la capacité de prévision en échantillon et la capacité de prévision hors échantillon. Les deux types de tests peuvent mener à des conclusions divergentes (voir, par exemple, Amato et Swanson, 2001; Chao, Corradi et Swanson, 2001; Inoue et Kilian, 2006). Autrement dit, la capacité de prévision sur la base d'une population déterminée pourrait être inexploitable en temps réel. Voilà pourquoi il n'y a pas de lien logique entre le résultat des régressions effectuées et la capacité des prix à terme de servir à prévoir les prix au comptant hors échantillon.

Autres mesures des attentes du marché

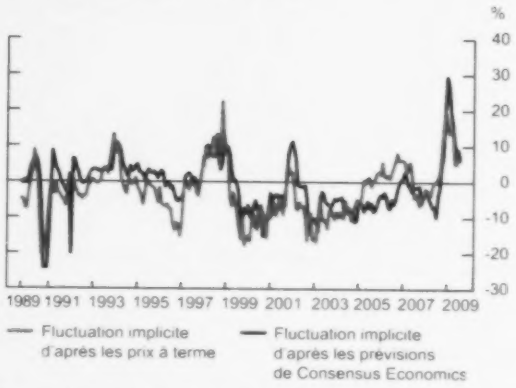
On peut également tenter d'évaluer si les prix à terme du pétrole brut reflètent les anticipations du marché à l'égard du futur prix au comptant en comparant les attentes déduites de ces prix à celles des analystes du marché et des prévisionnistes professionnels. Une telle approche comparative permet de tester une fois de plus la relation entre les cours du terme et les anticipations du marché. Cette façon de faire a l'avantage de lier l'évolution du marché pétrolier aux fluctuations des prix à terme et d'éclairer la relation entre les mouvements qui s'opèrent en temps réel sur ce marché et les cours du terme.

Arbatli (2008) compare les attentes du marché inférées de la courbe des prix à terme à deux autres sources d'information : les analyses publiées dans le *Oil & Gas Journal* (une revue de premier plan qui propose notamment des analyses de l'actualité sur les marchés au comptant et à terme du pétrole) et les prévisions de Consensus Economics. Sa démarche est similaire à celle adoptée ailleurs pour cerner les chocs pétroliers provoqués par des facteurs exogènes (p. ex., Cavallo et Wu, 2006). Arbatli cible des épisodes où le prix du pétrole fluctue beaucoup, car ces épisodes se caractérisent par l'arrivée d'information concernant les conditions sous-jacentes de l'offre et de la demande sur le marché mondial du brut et font mieux ressortir les événements significatifs.

D'après les résultats d'Arbatli, les changements prédits par la courbe des prix à terme — par la pente de cette courbe plus précisément — coïncident avec les prédictions des analystes. Durant la guerre du Golfe par exemple, le cours au comptant du pétrole a monté en flèche, mais les prix des contrats à échéances éloignées sont restés à peu près stables. Les commentaires de l'époque révèlent que les analystes de l'industrie pétrolière s'attendaient à ce que cette flambée soit éphémère. L'étude du comportement

6 Dans une marche aléatoire, le prix au comptant du moment sert à prédire le futur prix au comptant.

Graphique 3 : Fluctuation implicite du cours au comptant du pétrole brut



Sources : Consensus Economics et NYMEX

des prix du pétrole durant la crise financière qui a secoué l'Asie en 1997-1998 met en lumière un phénomène analogue : le cours du comptant a brusquement chuté, mais les prix des contrats à longue échéance n'ont pas emboîté le pas, ce qui indique, une fois de plus, que la baisse était perçue comme passagère. Arbatli retient aussi des périodes durant lesquelles l'évolution des cours du terme donne à penser que le marché s'attendait à ce que les changements dans les conditions sous-jacentes de l'offre et de la demande soient durables. Au cours de ces périodes, l'ensemble de la courbe des prix à terme se déplace vers le haut ou vers le bas. Parmi les exemples, notons la dégringolade des prix survenue en 1986 et l'envolée observée de 2003 à 2006. Les analyses publiées durant ces deux périodes insistaient sur la nature persistante des variations de prix.

Puisque l'interprétation des analyses du marché oblige à porter un jugement subjectif sur leurs implications à l'égard du cours futur du pétrole, Arbatli utilise les prévisions de Consensus Economics. Nous présentons les données d'Arbatli au **Graphique 3** en les prolongeant. Pour un mois donné, l'écart entre les prix prévus par Consensus Economics aux horizons de douze mois et de trois mois par rapport au cours du comptant est comparé à l'écart entre les prix des contrats à terme de douze et de trois mois, toujours relativement au cours du comptant. L'écart entre les prévisions obtenues pour ces deux horizons traduit les anticipations du marché concernant l'évolution des cours de l'or noir : si l'écart est positif, le marché s'attend à une hausse des prix; dans le cas inverse, il prévoit un repli. Le Graphique fait ressortir une forte corrélation historique entre les pronostics fondés sur les contrats à terme et ceux des prévisionnistes professionnels. D'une certaine manière, cette constatation n'est pas surprenante : elle démontre peut-être simplement que les prévisionnistes recourent aux prix à terme pour établir leurs pronostics. En outre, même si la corrélation entre les prévisions de Consensus Economics et celles basées sur les contrats à terme est élevée, elle n'est pas parfaite. Manifestement, les prévisionnistes s'appuient sur les prix à terme de même que sur d'autres sources d'information pour prédire l'évolution future des cours du pétrole.

Les prévisionnistes s'appuient sur les prix à terme de même que sur d'autres sources d'information pour prédire l'évolution future des cours du pétrole.

Combinée aux statistiques tirées des régressions, l'étude des analyses publiées tend à confirmer que les prix à terme, aussi imparfaits soient-ils, offrent un moyen de mesurer les attentes du marché. Dans la section qui suit, nous examinons de façon plus approfondie comment faire usage des prix à terme pour mieux comprendre l'évolution en temps réel du marché mondial du pétrole brut.

Interprétation du comportement des prix à terme du brut

Persistance des chocs de prix et courbe des prix à terme

Si nous présumons que la courbe des prix à terme représente une mesure de l'évolution attendue des prix au comptant, elle peut servir à cerner les anticipations concernant la persistance des variations du cours au comptant du pétrole. Bessembinder et autres (1995), par exemple, calculent le rythme auquel le prix du brut a tendance à revenir à la moyenne en examinant comment la pente de la courbe des prix à terme réagit à une modification du prix au comptant. Selon leur modèle, une forte réaction de la pente à la variation des cours du comptant signifie que l'on s'attend à ce que ces derniers retournent rapidement à la moyenne. D'après les estimations présentées, près de la moitié d'une variation des prix au comptant serait ainsi inversée en l'espace de huit mois. Cette estimation est conforme aux autres estimations tirées

de la courbe des prix à terme (voir par exemple Arbatli, 2008). Dans le même ordre d'idées, Schwartz et Smith (2000) se servent de la structure par échéance des prix des contrats à terme pour décomposer en temps réel le prix au comptant en composantes de long terme et de court terme. La méthode d'identification qu'ils utilisent suppose que la variation des cours du terme pour différentes échéances constitue la réaction du prix au comptant aux chocs pétroliers. Arbatli s'appuie sur la même hypothèse pour distinguer les chocs permanents et transitoires touchant les cours du pétrole et résumer l'information sur la persistance des chocs contenue dans la courbe des prix à terme[7].

Couplé à d'autres modèles, le fractionnement en composantes permanente et transitoire effectué à partir de la courbe des prix à terme fournit des informations qui peuvent orienter la conduite de la politique monétaire. En règle générale, la réponse optimale de la politique monétaire à un choc du prix du pétrole dépendra de la persistance du choc, en raison des longs décalages avec lesquels cette politique agit sur l'économie. Si l'on pense que la variation du cours du pétrole sera inversée rapidement, l'adoption de mesures vigoureuses par les autorités monétaires pourrait avoir un effet déstabilisateur et donc être inopportune. Dans un pays exportateur de pétrole comme le Canada, une hausse durable du prix de l'or noir représente un choc positif des termes de l'échange qui peut causer une appréciation réelle forte et persistante de la monnaie nationale. Bien que cette appréciation tire les prix vers le bas grâce au recul du coût des importations, l'effet de richesse d'une augmentation durable du prix du pétrole exerce, lui, une pression à la hausse sur le niveau général des prix. La décomposition des chocs en composantes permanente et transitoire peut indiquer le type de choc qu'on pourrait intégrer dans un modèle macroéconomique structurel afin d'étudier la réaction de l'économie et de concevoir une mesure de politique monétaire appropriée[8]. La liquidité croissante du marché à terme du pétrole et l'éventail de plus en plus large des contrats négociés activement ouvrent la voie à l'emploi des contrats à longue échéance pour estimer avec plus de précision la persistance des chocs pétroliers.

Écart entre les cours du terme et du comptant et demande de précaution

Alquist et Kilian (2010) proposent un modèle dans lequel l'écart entre les cours du terme et du comptant peut être considéré comme un indicateur de l'évolution des attentes face à d'éventuelles pénuries de pétrole. Selon ce modèle, les pays producteurs exportent le pétrole vers des pays consommateurs qui s'en servent pour fabriquer un bien final destiné à être échangé contre du pétrole ou consommé sur le marché intérieur. Les importateurs d'or noir peuvent se protéger contre les chocs d'offre en stockant du pétrole en surface ou en achetant des contrats à terme. De leur côté, les producteurs peuvent vendre des contrats à terme afin de se prémunir contre l'incertitude entourant le volume réel des ressources pétrolières.

Le modèle implique qu'un accroissement de l'incertitude quant à d'éventuelles pénuries de pétrole entraîne une montée de la demande de précaution, laquelle fera augmenter le prix au comptant du pétrole en termes réels et diminuer l'écart entre les cours du terme et du comptant. L'accentuation de l'incertitude provoque ainsi une surréaction du prix réel de l'or noir, qui redescendra ensuite graduellement jusqu'à une nouvelle valeur de régime permanent qui est supérieure à la valeur initiale.

Alquist et Kilian (2010) présentent trois éléments d'information qui concordent avec les prévisions du modèle. Premièrement, l'indicateur qu'ils proposent, soit l'écart entre les prix à terme et au comptant, évolue comme prévu durant les événements qui devraient être associés, a priori, à de fortes variations de la demande de pétrole brut à des fins de précaution (p. ex., la guerre du Golfe). Les deux auteurs observent également des variations de l'écart lors de la crise financière asiatique, des attentats du 11-Septembre et de la guerre d'Iraq en 2003. Deuxièmement, leur indicateur est fortement corrélé avec une estimation indépendante de la composante du prix au comptant du pétrole brut liée à la demande de précaution (concept mis en avant par Kilian, 2009). Cette dernière estimation a été établie à partir d'un modèle vectoriel autorégressif structurel du marché mondial du brut qui ne repose pas sur les données du marché à terme. Le modèle scinde les variations imprévues du prix réel de l'or noir en trois catégories : chocs attribuables aux fluctuations de l'offre mondiale de brut; chocs touchant l'activité économique réelle mondiale; et chocs

7 En incluant une constante dans la spécification de leur modèle respectif, les auteurs de ces deux études admettent la possibilité que les cours du terme soient des prévisions biaisées de l'évolution future du prix au comptant.

8 Une telle décomposition permet d'obtenir une estimation du prix à long terme du pétrole et de l'évolution de ce prix au fil des ans. Il est important de reconnaître qu'il ne s'agit pas là nécessairement d'une estimation du prix d'équilibre de l'or noir en longue période, pour la raison que le marché des contrats à long terme est peu liquide. Cela explique que l'échéance la plus lointaine considérée dans les deux études précitées soit de douze mois.

spécifiques de la demande de brut, assimilables à des chocs de la demande de précaution (voir Kilian, 2009). Au cours de la période allant de janvier 1989 à décembre 2006, les deux mesures affichent une très forte corrélation. Troisièmement, Alquist et Kilian montrent que la surréaction du prix réel du pétrole au choc de la demande de précaution dans le modèle de Kilian est conforme aux prévisions du modèle théorique[9].

D'après ces résultats, l'écart entre les cours du terme et du comptant constituerait un indicateur des fluctuations du prix au comptant imputables aux mouvements de la demande de précaution. Bien qu'il puisse être difficile de quantifier en temps réel ces variations des attentes, l'article d'Alquist et Kilian offre un moyen de les mettre en évidence à l'aide de données sur les prix aisément accessibles. La disponibilité de ces données revêt une importance particulière compte tenu du constat que dresse Kilian (2009), à savoir que l'incidence des chocs d'offre de pétrole sur le prix du brut n'est pas aussi forte qu'on le pensait. Kilian conclut que les chocs de demande en général, et ceux touchant la demande de précaution en particulier, jouent un rôle économique majeur dans la variabilité des prix de l'or noir. Comme les données sur lesquelles se fonde son argument ne sont pas aisément accessibles en temps réel, l'écart entre les cours du terme et du comptant peut servir d'indicateur contemporain des mouvements des attentes dus aux chocs de la demande de précaution.

Prévision du prix au comptant sur la base des prix à terme

Dans la présente section, nous passons en revue les recherches portant sur la capacité des cours du terme de servir à prévoir l'évolution du prix au comptant du pétrole hors échantillon[10]. Notre principale conclusion est que s'il est vrai que les modèles exploitant les prix des contrats à terme produisent généralement des prévisions qui sont justes en moyenne, celles-ci affichent une grande variabilité par rapport aux prévisions issues d'une marche aléatoire.

Aussi les prévisions fondées sur les cours à terme peuvent-elles être très inexactes en un point donné. À cause de leur variabilité, il est souhaitable d'utiliser l'information contenue dans les prix des contrats à terme sur le pétrole en combinaison avec d'autres éléments d'information pour se forger une opinion sur la trajectoire future du prix de l'or noir.

Des études antérieures ont démontré que les prix des contrats à terme sur le pétrole étaient une bonne approximation de l'évolution future du cours du comptant hors échantillon. Ma (1989) indique que les prix à terme permettent de mieux prévoir cette évolution qu'un modèle de marche aléatoire ou d'autres modèles simples fondés sur des séries temporelles. Kumar (1992) arrive aux mêmes conclusions. Il note que les prévisions basées sur les prix des contrats à terme sont plus exactes que celles calculées au moyen de modèles reposant sur des séries temporelles, y compris le modèle de marche aléatoire.

Dans une étude où ils utilisent des données allant jusqu'à la fin de 2003, Chernenko, Schwarz et Wright (2004) montrent que les prévisions basées sur l'emploi des cours du terme affichent une erreur quadratique moyenne légèrement inférieure à celle des prévisions tirées d'une marche aléatoire. Trois autres études s'intéressent à la question : celles de Chinn, LeBlanc et Coibion (2005), de Wu et McCallum (2005) et de Chinn et Coibion (2009). Chinn, LeBlanc et Coibion concluent que les prévisions du prix au comptant fondées sur les cours du terme ne présentent pas de biais et affichent une erreur quadratique moyenne plus faible que celle des prévisions établies à l'aide d'une marche aléatoire. Dans une actualisation des résultats qu'ils avaient obtenus précédemment, Chinn et Coibion (2009) indiquent que les prévisions produites à partir des prix à terme ne l'emportent pas systématiquement sur celles issues d'une marche aléatoire, bien qu'elles soient plus exactes que celles générées au moyen d'autres types de modèles de séries temporelles. De leur côté, Wu et McCallum soulignent que les prévisions élaborées sur la base des cours du terme sont généralement moins exactes que celles générées par une marche aléatoire, mais ils notent que les régressions de l'écart ont, aux horizons rapprochés, une erreur quadratique moyenne inférieure à celle des prévisions tirées d'une marche aléatoire. De même, Coppola (2008) constate que la qualité des prévisions n'est supérieure qu'à l'horizon de un mois; pour les horizons plus lointains, il n'observe pas d'amélioration par rapport aux prévisions issues d'une marche aléatoire.

9 Il importe de souligner que l'environnement économique décrit dans le modèle d'Alquist et Kilian est neutre à l'égard du risque. Bien que l'aversion pour le risque puisse inciter à détenir un stock de pétrole brut par mesure de précaution, elle n'est pas une condition nécessaire. Ainsi, un rendement d'opportunité peut résulter de la convexité des coûts d'ajustement des entreprises plutôt que de l'aversion des consommateurs pour le risque (voir Pindyck, 1994). Par conséquent, l'existence d'un tel rendement se concilie aussi bien avec la présence d'aversion pour le risque qu'avec son absence.

10 Une littérature apparentée traite de l'utilisation des contrats à terme de devises comme indicateurs du taux de change anticipé (voir Froot et Thaler, 1990).

Ces résultats portent à croire que le prix des contrats à terme est un instrument utile pour la prévision hors échantillon du prix au comptant du pétrole, du moins à certains horizons. Dans une étude approfondie, toutefois, Alquist et Kilian (2010) examinent les données sur les prix pour la période allant de janvier 1989 à février 2007 et se livrent à des prévisions hors échantillon en se servant des données disponibles en temps réel. Ils concluent que les prévisions fondées sur les prix à terme ne sont pas plus exactes que celles tirées d'une marche aléatoire aux horizons ne dépassant pas un an. Ce résultat est robuste pour tous les horizons envisagés (de un à douze mois), ainsi que pour un éventail de fonctions de perte (quadratique, en valeur absolue, etc.). En particulier, les prévisions issues d'une marche aléatoire sont généralement plus justes que celles basées sur les cours du terme, celles d'autres modèles économétriques et celles provenant d'enquêtes menées auprès de spécialistes.

La différence entre les conclusions d'Alquist et Kilian et celles de leurs prédécesseurs s'explique par le fait que ces deux auteurs examinent une période plus longue. Les résultats d'une analyse de sensibilité donnent à penser que les gains de précision parfois observés avec un sous-échantillon de courte durée tendent à s'effacer lorsqu'on retient la totalité de la période. Le fait que d'autres modèles ne puissent produire de prévisions plus justes que le modèle de marche aléatoire pourrait aussi tenir à l'existence d'une prime de risque, dont la prise en compte accroîtrait peut-être dès lors le pouvoir prédictif du modèle hors échantillon (Sadorsky, 2002; Pagano et Pisani, 2009). Cela dit, les résultats des régressions effectuées par Alquist et Kilian sont qualitativement semblables à ceux décrits ici et ne permettent pas de conclure à la présence d'une prime de risque.

Alquist et Kilian montrent pourquoi les prévisions établies à partir du prix des contrats à terme sont moins exactes que celles tirées d'une marche aléatoire. Si le biais des premières n'est pas beaucoup plus important que celui des secondes, il n'en va pas de même pour la variabilité : en un point donné, l'écart entre les cours du terme et du comptant peut être élevé et il peut être positif ou négatif. C'est la forte variabilité de cet écart, plutôt que les différences de moyenne, qui explique l'erreur quadratique moyenne plus élevée des prévisions basées sur les prix à terme. En conséquence, les décideurs publics et les analystes financiers qui se fondent sur les cours du terme pour prédire le prix au comptant du pétrole auront raison la plupart du temps, mais ils courent le risque de se tromper lourdement à l'occasion. La conclusion est simple : il est essentiel de compléter les données des contrats à terme par d'autres informations pour se faire une idée juste de ce que sera le prix du pétrole dans l'avenir.

Les décideurs publics et les analystes financiers qui se fondent sur les cours du terme pour prédire le prix au comptant du pétrole auront raison la plupart du temps, mais ils courent le risque de se tromper lourdement à l'occasion.

Bien qu'aucune règle intuitive ne permette de prévoir avec exactitude le prix du pétrole, les prévisionnistes se consoleront à l'idée que c'est aussi ce que pensent les spécialistes de l'industrie pétrolière. Ainsi, dans une allocution prononcée devant des économistes du secteur en 2007, Peter Davies, l'économiste en chef de British Petroleum, faisait remarquer qu'il était impossible de prévoir avec la moindre exactitude les prix du pétrole, quel que soit l'horizon retenu (Davies, 2007). Il faut donc reconnaître que même les économistes qui sont bien au fait des contraintes technologiques et géologiques associées à l'extraction pétrolière trouvent difficile d'établir des prévisions exactes.

Conclusions

Les résultats analysés ici ont des implications directes sur le plan des politiques. En effet, la décomposition des chocs du prix du pétrole en composantes permanente et transitoire peut faciliter l'estimation de leur persistance en temps réel. Cette estimation pourra servir à une simulation des effets d'un choc de prix possédant des caractéristiques temporelles particulières, sur laquelle les décideurs pourront s'appuyer pour définir la réaction appropriée à un choc pétrolier donné. Autre conclusion importante : la prudence est de mise lorsqu'on tente de prévoir le prix au comptant du pétrole à partir des cours du terme. Les prévisions seront justes en moyenne, mais elles pourront à l'occasion être très inexactes.

Les résultats ouvrent plusieurs pistes de recherche pour l'avenir. Par exemple, il serait logique de chercher à mieux comprendre les aspects microéconomiques du stockage sur le marché du pétrole brut. Étant donné les informations dont on dispose sur le rôle du rendement d'opportunité dans ce marché ainsi que

sur celui de la demande de précaution en tant que déterminant des chocs pétroliers au niveau macroéconomique, il conviendrait d'examiner plus en détail la nature et l'incidence des motifs qui peuvent amener les raffineries à stocker du brut par mesure de précaution. En analysant les raisons qui incitent ces dernières à agir de la sorte, nous pourrions mieux saisir les rouages de cet important marché de produits de base, de même que les implications générales des décisions de stockage.

Ouvrages et articles cités

Alquist, R., et L. Kilian (2010). « What Do We Learn From the Price of Crude Oil Futures? », *Journal of Applied Econometrics*. À paraître.

Amato, J. D., et N. R. Swanson (2001). « The Real-Time Predictive Content of Money for Output », *Journal of Monetary Economics*, vol. 48, n° 1, p. 3-24.

Arbatli, E. (2008). *Futures Markets, Oil Prices and the Intertemporal Approach to the Current Account*, document de travail n° 2008-48, Banque du Canada.

Bessembinder, H., J. F. Coughenour, P. J. Seguin et M. Monroe Smoller (1995). « Mean Reversion in Equilibrium Asset Prices: Evidence from the Futures Term Structure », *The Journal of Finance*, vol. 50, n° 1, p. 361-375.

Brennan, M. J. (1958). « The Supply of Storage », *The American Economic Review*, vol. 48, n° 1, p. 50-72.

Cavallo, M., et T. Wu (2006). *Measuring Oil-Price Shocks Using Market-Based Information*, document de travail n° 2006-28, Banque fédérale de réserve de San Francisco.

Chao, J. C., V. Corradi et N. R. Swanson (2001). « An Out-of-Sample Test for Granger Causality », *Macroeconomic Dynamics*, vol. 5, n° 4, p. 598-620.

Chernenko, S. V., K. B. Schwarz et J. H. Wright (2004). *The Information Content of Forward and Futures Prices: Market Expectations and the Price of Risk*, Conseil des gouverneurs de la Réserve fédérale, coll. « International Finance Discussion Papers », n° 808.

Chinn, M. D., et O. Coibion (2009). *The Predictive Content of Commodity Futures*, document de travail n° 2009-016, La Follette School of Public Affairs, Université du Wisconsin à Madison.

Chinn, M. D., M. LeBlanc et O. Coibion (2005). *The Predictive Content of Energy Futures: An Update on Petroleum, Natural Gas, Heating Oil and Gasoline*, document de travail n° 11033, National Bureau of Economic Research.

Considine, T. J. (1997). « Inventories under Joint Production: An Empirical Analysis of Petroleum Refining », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 79, n° 3, p. 493-502.

Coppola, A. (2008). « Forecasting Oil Price Movements: Exploiting the Information in the Futures Market », *The Journal of Futures Markets*, vol. 28, n° 1, p. 34-56.

Davies, P. (2007). *What's the Value of an Energy Economist?*, discours prononcé devant l'International Association for Energy Economics, Wellington (Nouvelle-Zélande), novembre.

Deaton, A., et G. Laroque (1992). « On the Behaviour of Commodity Prices », *The Review of Economic Studies*, vol. 59, n° 1, p. 1-23.

Elliott, G., I. Komunjer et A. Timmermann (2005). « Estimation and Testing of Forecast Rationality under Flexible Loss », *The Review of Economic Studies*, vol. 72, n° 4, p. 1107-1125.

Froot, K. A., et R. H. Thaler (1990). « Anomalies: Foreign Exchange », *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 4, n° 3, p. 179-192.

Ouvrages et articles cités (suite)

Granger, C. W. J. (1969). « Prediction with a Generalized Cost of Error Function », *Operational Research Quarterly*, vol. 20, n° 2, p. 199-207.

Gustafson, R. L. (1958). *Carryover Levels for Grains*, Bulletin technique n° 1178, ministère américain de l'Agriculture (USDA).

Inoue, A., et L. Kilian (2006). « On the Selection of Forecasting Models », *Journal of Econometrics*, vol. 130, n° 2, p. 273-306.

Kaldor, N. (1939). « Speculation and Economic Stability », *The Review of Economic Studies*, vol. 7, n° 1, p. 1-27.

Kilian, L. (2009). « Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market », *The American Economic Review*, vol. 99, n° 3, p. 1053-1069.

Kumar, M. S. (1992). « The Forecasting Accuracy of Crude Oil Futures Prices », *Staff Papers*, Fonds monétaire international, vol. 39, n° 2, p. 432-461.

Litzenberger, R. H., et N. Rabinowitz (1995). « Backwardation in Oil Futures Markets: Theory and Empirical Evidence », *The Journal of Finance*, vol. 50, n° 5, p. 1517-1545.

Ma, C. W. (1989). « Forecasting Efficiency of Energy Futures Prices », *The Journal of Futures Markets*, vol. 9, n° 5, p. 393-419.

National Petroleum Council (2004). *Observations on Petroleum Product Supply*, ministère américain de l'Énergie.

Ng, S., et F. J. Ruge-Murcia (2000). « Explaining the Persistence of Commodity Prices », *Computational Economics*, vol. 16, n°s 1-2, p. 149-171.

Pagano, P., et M. Pisani (2009). « Risk-Adjusted Forecasts of Oil Prices », *The B.E. Journal of Macroeconomics*, vol. 9, n° 1 (Topics), p. 1-26.

Pindyck, R. S. (1994). « Inventories and the Short-Run Dynamics of Commodity Prices », *The RAND Journal of Economics*, vol. 25, n° 1, p. 141-159.

Sadorsky, P. (2002). « Time-Varying Risk Premiums in Petroleum Futures Prices », *Energy Economics*, vol. 24, n° 6, p. 539-556.

Scheinkman, J. A., et J. Schechtman (1983). « A Simple Competitive Model with Production and Storage », *The Review of Economic Studies*, vol. 50, n° 3, p. 427-441.

Schwartz, E., et J. E. Smith (2000). « Short-Term Variations and Long-Term Dynamics in Commodity Prices », *Management Science*, vol. 46, n° 7, p. 893-911.

Williams, J., et B. Wright (1991). *Storage and Commodity Markets*, Cambridge, Cambridge University Press.

Working, H. (1949). « The Theory of Price of Storage », *The American Economic Review*, vol. 39, n° 6, p. 1254-1262.

Wu, T., et A. McCallum (2005). *Do Oil Futures Prices Help Predict Future Oil Prices?*, Banque fédérale de réserve de San Francisco, coll. « FRBSF Economic Letters », n° 2005-38.

Anticipations d'inflation et conduite de la politique monétaire : tour d'horizon des données et de l'expérience récentes

Rose Cunningham, Brigitte Desroches et Eric Santor, département des Analyses de l'économie internationale

- *Les anticipations d'inflation jouent un rôle crucial dans la conduite de la politique monétaire en livrant à point nommé une information utile sur la crédibilité de la banque centrale. Elles constituent un déterminant majeur de l'inflation et occupent donc une place incontournable dans l'analyse menant aux prévisions d'inflation produites par les banques centrales.*
- *Dans les pays où existent officiellement des régimes de cibles d'inflation, les attentes d'inflation se révèlent plus prospectives et mieux ancrées. En 2008-2009, la forte volatilité qu'ont affichée les attentes concernant le taux d'inflation à court terme n'a pas touché les attentes relatives à l'inflation à plus long terme, qui sont restées, elles, fermement arrimées.*
- *Alors qu'elles s'apprêtent à mettre fin aux mesures d'exception adoptées pendant la crise, les banques centrales surveilleront de près les anticipations d'inflation.*

Le maintien de la stabilité des prix est le principal objectif de la plupart des banques centrales. La récente crise financière et la récession mondiale qui a suivi ont engendré d'importants risques à la hausse et à la baisse de nature à compromettre cette stabilité. Parmi les facteurs haussiers, citons les tensions inflationnistes qui pourraient naître si les taux d'intérêt directeurs restaient à des niveaux aussi bas trop longtemps, si les mesures d'exception étaient abandonnées trop lentement ou si les finances publiques n'étaient pas consolidées à temps. Du côté baissier se trouvent les pressions déflationnistes que produiraient des écarts de production prolongés de grande ampleur. La maîtrise de ces différents risques pour la stabilité des prix est primordiale aux yeux des banques centrales. À cet égard, les anticipations d'inflation peuvent leur révéler de l'information utile en ce qui concerne le choix de leur stratégie de désengagement et la normalisation de leur politique monétaire. En outre, pour atteindre systématiquement leur objectif de stabilité des prix, il est impératif que les banques centrales s'efforcent de contenir les attentes d'inflation par leurs interventions.

Le présent article décrit le rôle des anticipations d'inflation dans la conduite de la politique monétaire en passant tout d'abord en revue les diverses mesures de l'inflation attendue tirées d'enquêtes ou fondées sur les marchés dont se servent les banques centrales, et en évaluant leurs atouts et inconvénients respectifs. On s'intéresse ensuite aux raisons de l'importance des anticipations d'inflation pour la conduite de la politique monétaire, et plus précisément à leur fonction capitale dans le cadre d'appréciation, de prévision et de maîtrise de l'inflation en place. Le rôle des attentes comme indicateur de la crédibilité de la banque centrale est

traité en dernier. En gros, les attentes sont plus susceptibles d'être solidement ancrées — et la politique monétaire plus efficace — lorsque les agents économiques jugent la banque centrale crédible. Fait notable, des éléments à caractère institutionnel, telle l'adoption d'une cible d'inflation, semblent rehausser la crédibilité. Les chocs de prix font tout particulièrement ressortir l'importance de cette dernière : des anticipations fermement arrimées peuvent aider la banque centrale à porter son regard au-delà des variations temporaires de l'inflation; dès lors les ajustements qu'elle devrait faire à ses instruments de politique se trouvent aussi fortement réduits.

Pour y voir encore plus clair, nous allons analyser le comportement de l'inflation et des anticipations d'inflation en 2008 et 2009, deux années difficiles pour les banques centrales étant donné la brusque envolée de l'inflation puis son recul soudain. On constate que dans la majorité des pays, les attentes sont demeurées remarquablement bien ancrées en dépit des chocs énormes subis par l'économie, preuve de la crédibilité de nombreuses banques centrales. Leur ancrage solide a en outre soutenu la reprise en évitant à l'économie une spirale déflationniste potentiellement déstabilisatrice. Cette période permet de tirer des enseignements sur l'importance fondamentale, pour la politique monétaire, de la crédibilité et d'un bon arrimage des anticipations relatives à l'inflation. Partant de cette expérience, nous présentons nos conclusions en ce qui concerne la politique monétaire et relevons la nécessité qu'il y a d'améliorer les mesures des attentes. Nous soulignons également qu'il importe de mieux appréhender le mode de formation des anticipations chez les ménages et les entreprises, et décrivons comment ces anticipations influent sur le processus de détermination des prix.

Mesurer les anticipations d'inflation

Avant de se pencher sur le rôle crucial des attentes d'inflation dans la conduite de la politique monétaire, il convient de se soucier de leur mesure concrète. Il existe deux grandes sources d'information à leur sujet : les enquêtes et les marchés. Nous examinerons tour à tour leurs atouts et inconvénients respectifs.

Les enquêtes

Les enquêtes relatives aux attentes d'inflation sondent trois types de participants : les ménages, les entreprises et les prévisionnistes professionnels (souvent appelés « intervenants de marché » ou « experts »). Le **Tableau 1** présente les enquêtes les plus citées en apportant quelques précisions sur leur structure[1]. Les participants aux enquêtes se voient habituellement demander leur opinion sur le niveau de l'inflation d'ici quatre à huit trimestres et à un horizon compris entre cinq et dix ans. Les enquêtes ont des fréquences au minimum mensuelles et, au plus, semestrielles. Par ailleurs, la plupart d'entre elles existent depuis les années 1990[2]. Les études menées sur les attentes d'inflation privilégient en général les médianes en tant que baromètre, les observations extrêmes n'étant pas toujours très éclairantes. Les divergences d'opinions entre les participants à une même enquête sont parfois utiles, car il est possible de les assimiler à des désaccords au sein de la population sondée ou à une incertitude à l'égard de l'inflation (Mankiw, Reis et Wolfers, 2003)[3].

Il existe deux grandes sources d'information sur les attentes d'inflation : les enquêtes et les marchés.

La plupart des enquêtes effectuées sont nationales, telle l'enquête auprès des prévisionnistes professionnels que la Banque fédérale de réserve de Philadelphie mène tous les trimestres aux États-Unis, ou encore celles de l'Université du Michigan, de la Banque centrale du Brésil et de la Banque du Japon. Au Canada, le Conference Board réalise une enquête trimestrielle auprès des prévisionnistes. Dans cette enquête, l'année civile constitue l'horizon de projection et on ne fait état que de la moyenne des taux d'inflation attendus. L'enquête que la Banque du Canada mène chaque trimestre sur les perspectives des entreprises procède par consultation d'une centaine d'entreprises canadiennes évoluant dans des secteurs représentatifs de la composition du produit intérieur brut (PIB). La Banque demande aux entreprises leurs

1 On trouvera un complément d'information sur l'enquête de l'Université du Michigan, l'enquête Livingston et l'enquête menée auprès des prévisionnistes professionnels chez Curtin (1996) et Croushore (1997 et 1993) respectivement.

2 Si l'Université du Michigan effectue son enquête trimestrielle sur les attitudes et le comportement des consommateurs depuis 1946, il reste que lors des vingt premières années elle invitait simplement les participants à indiquer s'ils prévoyaient une hausse, une baisse ou le maintien du niveau des prix.

3 Les divergences autour du sentier d'évolution futur de l'inflation tendent à s'accentuer lorsque le taux d'inflation s'accroît ou quand il varie sensiblement. Les enquêtes qui sondent les consommateurs révèlent habituellement de plus grandes divergences d'opinions que les enquêtes faites auprès des économistes, où l'éventail des estimations est en effet restreint.

Tableau 1 : Enquêtes sur les anticipations d'inflation

Enquête	Participants	Début	Fréquence	Promoteur de l'enquête	Mesure des attentes d'inflation et horizon considéré
États-Unis					
Enquête de l'Université du Michigan sur les attitudes des consommateurs	De 500 à 700 consommateurs	1978	mensuelle	Université du Michigan	Variation des prix à l'horizon de 12 mois
Enquête auprès des prévisionnistes professionnels	34 prévisionnistes	1981	trimestrielle	Banque fédérale de réserve de Philadelphie	Taux d'augmentation de l'indice implicite des prix du PIB, de l'IPC et de l'indice des dépenses de consommation (PCE) avec et hors aliments et énergie aux horizons de 6 trimestres et de 5 et 10 ans
Enquête Livingston	48 prévisionnistes	1946	semestrielle	Banque fédérale de réserve de Philadelphie	Taux d'augmentation de l'IPC pour le trimestre en cours et aux horizons de 2 trimestres et 4 trimestres
Europe					
Enquête auprès des prévisionnistes professionnels	59 prévisionnistes	1999	trimestrielle	Banque centrale européenne	IPC : estimations ponctuelles et prévisions de densité aux horizons de 1 an, 2 ans et 5 ans
Enquête de la Commission européenne auprès des consommateurs	39 900 consommateurs	1985	mensuelle	Commission européenne	Variation des prix à la consommation à l'horizon de 12 mois
Royaume-Uni					
Enquête sur les attitudes du public à l'égard de l'inflation	2 000 consommateurs	2001	trimestrielle	Banque d'Angleterre (GfK NOP)	Variation des prix affichés en magasin à l'horizon de 12 mois
Enquête YouGov pour Citigroup	2 000 consommateurs	2005	mensuelle	Citigroup	Variation des prix à la consommation des biens à l'horizon de 12 mois
Canada					
Enquête auprès des prévisionnistes	500 entreprises	1985	trimestrielle	Conference Board du Canada	Pourcentage des entreprises qui s'attendent à une hausse des prix au cours des 6 prochains mois et de l'année civile à venir
Enquête sur les perspectives des entreprises	100 entreprises	1997	trimestrielle	Banque du Canada	Taux d'augmentation annuel de l'IPC au cours des 2 années à venir
Japon					
Enquête de la Banque du Japon	3 000 consommateurs	1993	trimestrielle	Banque du Japon	Enquête de nature qualitative : les ménages doivent indiquer s'ils s'attendent à voir les prix augmenter, baisser ou rester stables. L'enquête fournit une indication du taux de variation attendu des prix.
Autres					
Enquête de l'IFO sur la conjoncture économique mondiale	1 000 prévisionnistes de 90 pays	1991	trimestrielle	Institut de recherche économique IFO, avec le soutien de la Commission européenne	Inflation à l'horizon de 6 mois
Consensus Economics	700 prévisionnistes de 85 pays	1989	mensuelle	Consensus Economics	Inflation pour l'année en cours et l'année à venir et à l'horizon de 5 à 10 ans
Blue Chip Economic Indicators	50 prévisionnistes	1976	mensuelle	Aspen Publishers	Inflation à l'horizon de 0 à 7 trimestres dans le cas des États-Unis et à l'horizon de 1 à 2 ans pour les autres grandes économies
Enquête de la Banque centrale du Brésil sur les perspectives des entreprises	1 000 prévisionnistes	2001	quotidienne	Banque centrale du Brésil	Taux d'augmentation de l'IPCA (IPC global) à l'horizon de 12 mois

prévisions sur le rythme d'augmentation annuel de l'indice des prix à la consommation (IPC) au cours des deux années à venir et répartit les réponses parmi quatre fourchettes : inférieur à 1 %, de 1 à 2 %, de 2 à 3 % et supérieur à 3 %[4].

Les enquêtes internationales (Blue Chip Economic Indicators, l'enquête de l'Institut de recherche économique IFO sur la conjoncture mondiale, Consensus Forecast de Consensus Economics, etc.) permettent des comparaisons transfrontières. La plus largement utilisée, Consensus Forecast, recueille les projections d'un important échantillon de prévisionnistes professionnels (à l'heure actuelle, au-delà de 700 dans plus de 85 pays, dont le Canada) relativement à la croissance, à l'inflation, au chômage et aux taux d'intérêt à court et long terme.

Les mesures fondées sur les marchés

Il est possible d'extraire du prix des actifs de l'information sur les anticipations d'inflation[5], comme le taux d'inflation implicite, qui correspond à l'écart entre le rendement nominal d'une obligation classique à taux fixe et le rendement réel d'une obligation indexée sur l'inflation ayant la même échéance. Les obligations indexées, telles que les Treasury Inflation-Protected Securities (TIPS) du Trésor américain, se différencient des titres d'emprunt non indexés par le fait que le principal est corrigé en fonction des variations d'un indice des prix stipulé[6]. Cette indexation préserve le pouvoir d'achat du principal de sorte que sa valeur réelle à l'échéance, mesurée d'après un panier de consommation, demeure la même qu'à l'émission du titre. Il n'est pas difficile d'obtenir le taux d'inflation implicite pour les États-Unis et le Royaume-Uni. Ces pays possèdent en effet les marchés les plus profonds et les plus liquides au monde tant pour les obligations à rendement réel que pour celles à rendement nominal, et les titres qu'ils émettent sont assortis d'un grand éventail d'échéances; en conséquence, on y trouve les séries chronologiques les plus étendues pour la plus large gamme d'horizons de prévision. On peut également calculer les taux d'inflation implicites relatifs au Canada, à la France et à d'autres nations industrialisées, mais les données utilisables sont beaucoup moins nombreuses.

Avantages et inconvénients

Les deux types de mesures des anticipations ont leurs forces et leurs faiblesses. Les enquêtes offrent trois nets avantages : 1) la variété des populations étudiées, qui englobent aussi bien les intervenants de marché que les entreprises et les ménages; 2) leur durée, certaines existant depuis bon nombre de décennies, ce qui autorise une analyse comparée des périodes inflationnistes (ou déflationnistes) passées; 3) la faiblesse des distorsions de marché : les enquêtes sont exemptes des biais parfois présents dans les mesures extraites des prix de marché, comme ceux qu'introduisent la prime de liquidité, la prime de risque d'inflation et les distorsions de nature institutionnelle.

Les enquêtes ont néanmoins plusieurs défauts : 1) souvent de fréquence uniquement trimestrielle ou semestrielle, elles ne rendent pas toujours compte, par conséquent, de la variation récente des anticipations d'inflation, et leurs périodes de réalisation et de publication ne coïncident pas non plus; 2) les enquêtes peuvent comporter des biais, puisqu'il arrive que les ménages surestiment l'ampleur des fluctuations de prix des biens et services de consommation courante comme l'essence et la nourriture[7]; 3) les différences méthodologiques entre les enquêtes compliquent les comparaisons internationales; 4) les réponses sont affectées du même poids, quelle que soit l'habileté des participants à prévoir l'inflation; 5) certains participants donnent à l'occasion des réponses calculées : en effet, les acteurs de marché sont quelquefois enclins à épouser le consensus pour ne pas révéler d'informations confidentielles.

Les mesures tirées des prix de marché présentent de nombreux atouts[8]. En premier lieu, le taux d'inflation implicite et les diverses autres mesures des anticipations d'inflation qui sont établies à partir du cours des actifs ont une fréquence journalière. Deuxièmement, vu que les intervenants de marché s'expriment à travers des décisions financières concrètes, les mesures fondées sur les marchés sont peut-être un reflet plus fidèle des anticipations des agents[9]. Enfin, ces mesures, selon l'étendue et la profondeur des marchés concernés, peuvent révéler les attentes

4 L'enquête comporte la même question sur les attentes d'inflation depuis 2001.

5 Les swaps indexés sur l'inflation peuvent eux aussi servir à estimer les attentes d'inflation. Ces swaps sont des produits dérivés dans lesquels les paiements négociés sont fonction de la valeur d'un indice de l'inflation, par exemple l'IPC.

6 L'indice retenu est le plus souvent l'IPC, sauf, convient-il de souligner, au Royaume-Uni, où l'on utilise l'indice des prix de détail.

7 Thomas (1999) et Mehra (2002) laissent entendre que le biais que renferment les prévisions issues des enquêtes d'opinion peut varier au cours du cycle économique ou selon qu'on ait affaire à une accélération ou à une décélération de l'inflation.

8 Voir Christensen, Dion et Reid (2004) pour en savoir plus.

9 Cette précision est importante dans le contexte actuel, puisque l'interaction entre les anticipations de déflation et le report des décisions de consommation et d'investissement ne commence à peser que si les agents agissent en fonction de leurs attentes.

d'inflation pour un plus large éventail d'horizons de projection que ne le permettent les enquêtes.

Le taux d'inflation implicite n'est cependant pas exempt de faiblesses. Il arrive qu'il soit faussé par les fortes différences de liquidité entre ses deux instruments constitutifs : si les obligations à rendement nominal classiques disposent de marchés profonds et liquides, il n'en va pas de même des obligations indexées, dont le rendement risque donc d'être biaisé en raison de la prime de liquidité fluctuante qui les distingue des premières[10]. En outre, lorsque les marchés sont tendus, les rendements nominaux peuvent être modifiés de façon disproportionnée par des ruées vers les titres de qualité[11]. Des facteurs institutionnels et l'autosélection peuvent également dénaturer l'information que recèle le taux d'inflation implicite dans la mesure où une partie des investisseurs, notamment les fonds de pension et les compagnies d'assurance, tend à privilégier les obligations indexées[12], qui se voient dès lors assorties d'une prime. De plus, la fiabilité du taux d'inflation implicite est parfois compromise par la différence des flux monétaires. Alors que les paiements d'intérêts (coupons) que produisent les obligations à rendement nominal sont fixes, ceux associés aux obligations indexées augmentent au rythme de l'inflation. Ainsi chaque obligation réagira différemment aux changements de la trajectoire et de la variance attendues du taux d'inflation, ce qui faussera le taux d'inflation implicite. En dernier lieu, les taux d'inflation implicites sont biaisés quand la structure temporelle des anticipations d'inflation n'est pas horizontale, et ce biais est plus notable aux horizons courts[13].

Les mesures fondées sur les enquêtes et sur les marchés brossent-elles un portrait réaliste des anticipations relatives à l'inflation? Dans le cas du Canada, Christensen, Dion et Reid (2004) concluent que le taux d'inflation implicite ne constitue pas une mesure fiable des attentes compte tenu de l'échéance des obligations à rendement réel et de leurs caractéristiques de liquidité. L'obligation à rendement réel du gouvernement canadien s'accompagne d'une échéance de 30 ans et est beaucoup moins liquide que l'obligation classique de même échéance, d'où de fréquentes distorsions dans la mesure de l'inflation anticipée. Pour les États-Unis, Ang, Bekaert et Wei (2007) jugent les données d'enquête plus dignes de foi que les mesures tirées des prix de marché, les modèles ARMMI et les régressions basées sur les chiffres de l'activité réelle. Par conséquent, les études les plus récentes laissent penser que les enquêtes donneraient une idée plus juste des attentes d'inflation aux États-Unis et au Canada.

Les anticipations d'inflation et la politique monétaire

Les mesures des attentes d'inflation revêtent une grande importance dans la conduite de la politique monétaire, car elles fournissent des signaux utiles au sujet de la crédibilité de la banque centrale et de son objectif d'inflation à long terme. Ces anticipations jouent également un rôle capital dans l'analyse sous-jacente aux prévisions d'inflation qu'effectuent bon nombre de banques centrales. Parce qu'elles influent sur les négociations salariales, l'établissement des prix et les contrats financiers liés aux placements, les attentes d'inflation forment l'un des principaux déterminants du taux d'inflation courant. Grâce à ce lien, les banques centrales peuvent influencer l'inflation contemporaine et future en ancrant mieux les attentes des agents à l'égard des perspectives d'inflation à long terme.

Les banques centrales peuvent influencer l'inflation contemporaine et future en ancrant mieux les attentes des agents à l'égard des perspectives d'inflation à long terme.

Anticipations d'inflation et crédibilité de la banque centrale

Dans le cadre d'analyse que retiennent la plupart des banques centrales, les agents économiques sont considérés comme essentiellement tournés vers l'avenir et rationnels; cette hypothèse a profondément marqué la conception de la politique monétaire (Bernanke, 2007). Dans ce cadre (tout comme dans les faits), les banques centrales parviennent à maîtriser et à stabiliser les anticipations d'inflation, et donc l'inflation, à l'aide d'une panoplie de moyens, dont font partie le choix du régime de politique monétaire, leurs

10 Sur certains marchés, les swaps indexés sur l'inflation sont plus liquides que les obligations à rendement réel, ce qui donne à penser que ces swaps constituent un meilleur outil de mesure des anticipations d'inflation.

11 Pendant la crise financière de 2008, le mouvement de report sur les valeurs sûres a donné lieu à une hausse marquée de la prime associée aux obligations à rendement nominal, de sorte que le taux d'inflation implicite a subi une distorsion majeure.

12 Par exemple, les assureurs peuvent devoir couvrir les éléments de passif indexés sur l'inflation.

13 Christensen, Dion et Reid (2004) expliquent ce phénomène en détail.

interventions et leurs communications. Par exemple, les régimes de cibles d'inflation par lesquels les banques centrales s'engagent à maintenir l'inflation à un taux précis ou dans une fourchette particulière pendant une période donnée constituent un engagement catégorique, mesurable, et un objectif chiffré. Cet engagement envoie un signal sans équivoque au public et aux acteurs de marché sur la priorité de la politique monétaire et facilite de la sorte l'ancrage des attentes d'inflation[14]. Disposer du bon régime ne suffit pourtant pas : encore faut-il tenir ses promesses. La crédibilité nécessite des interventions (Mishkin, 2007), qui démontreront le sérieux de l'engagement de la banque centrale vis-à-vis de la stabilité des prix et traduiront son aptitude à y parvenir — rendant ainsi les anticipations d'inflation relativement insensibles à la parution de nouvelles données. Rappelons pour finir que les banques centrales peuvent rehausser leur crédibilité en communiquant avec clarté et efficacité. En faisant connaître leurs objectifs et les moyens qu'elles entendent employer, elles ont la possibilité d'arrimer davantage les attentes et, ce faisant, le taux d'inflation.

Revue de la littérature empirique

Le recours aux anticipations d'inflation a une assise théorique explicite : bien ancrées, celles-ci peuvent aider la banque centrale à remplir son objectif d'inflation. Reste à savoir si cette affirmation se vérifie dans les faits. C'est pourquoi de multiples travaux empiriques ont été menés sur l'interaction entre l'inflation, les attentes d'inflation et la conduite de la politique monétaire.

Persistance de l'inflation et anticipations d'inflation

La persistance ou l'inertie de l'inflation préoccupe les banquiers centraux, car le phénomène peut entraver les efforts qu'ils déploient pour atteindre leur objectif d'inflation. Un fort degré de persistance semble en particulier indiquer que les agents formulent leurs anticipations d'inflation en se focalisant sur le passé plutôt que sur l'avenir. Des attentes « rétrospectives » pourraient signifier que la banque centrale est peu crédible, ce qui serait de nature à compromettre l'efficacité de son action. Il n'est pas étonnant alors que les données d'après-guerre montrent que l'inflation a eu souvent tendance à être très corrélée aux taux d'inflation passés; autrement dit, l'inflation observée affichait un haut degré de persistance.

Bien que cette persistance soit en partie structurelle, son ampleur diminuera probablement si les attentes deviennent plus prospectives sous l'effet d'une hausse de la crédibilité de la politique monétaire (Woodford, 2006). En clair, plus les attentes sont prospectives, moins l'inflation devrait persister (Rudd et Whelan, 2007; Sims, 2008)[15]. Il convient donc de se demander si le cadre institutionnel de conduite de la politique monétaire permet, du fait de son incidence sur les anticipations d'inflation, de réduire le degré de persistance de l'inflation.

D'aucuns estiment qu'il suffit d'établir une cible d'inflation pour rendre le comportement des agents plus prospectif. Des travaux empiriques ont cherché récemment à déterminer si le cadre institutionnel avait quelque influence sur la persistance de l'inflation. Benati (2008), par exemple, évalue plusieurs régimes de politique monétaire à partir d'un échantillon de pays. Il conclut que dans ceux où existe une cible d'inflation (Canada, Suède, Royaume-Uni et Nouvelle-Zélande), l'inflation était persistante avant l'adoption de la cible, mais que depuis, ses valeurs passées ne constituent plus un indicateur statistiquement significatif de l'inflation contemporaine, car la persistance de l'inflation s'est atténuée. L'inflation persiste également moins dans la zone euro depuis le lancement de la monnaie commune[16]. Dernièrement, Mendes et Murchison (2009-2010) se sont penchés sur la persistance de l'inflation au Canada et ont remarqué un recul sensible du phénomène par rapport aux années 1980. Ils soulignent l'importance qu'a revêtue l'établissement d'une cible d'inflation en 1991. S'agissant des États-Unis, les résultats sont toutefois plus ambigus et semblent dépendre davantage du baromètre utilisé. Pour Benati (2008), l'inflation mesurée par l'indice implicite des prix du PIB et par l'indice de prix relatif aux dépenses de consommation des ménages révèle un degré de persistance considérable aux États-Unis,

14 La poursuite de cibles définies en fonction du niveau des prix pourrait avoir un effet stabilisateur additionnel sur les attentes. Cet aspect est un champ de recherche fécond à la Banque du Canada. Ambler (2009) passe en revue les études sur ce sujet.

15 Altissimo, Mojon et Zaffaroni (2009). Cecchetti et autres (2007) ainsi que Kozicki et Tinsley (2003) ont également abordé la question. Des divergences demeurent quant à la manière dont la persistance de l'inflation devrait être interprétée, en particulier entre Woodford (2006) et Rudd et Whelan (2007). Si Rudd et Whelan doutent que les anticipations soient rationnelles et que cette rationalité explique le mode de formation des attentes, ils soulignent quand même leur rôle « crucial » dans le processus de formation de l'inflation (p. 32).

16 Le nombre et la date d'adoption des régimes de politique monétaire sont des variables exogènes dans le modèle de Benati, chez qui la période 1971-1991 est placée sous un seul régime. Les résultats obtenus par Benati, à savoir l'existence d'une inflation très persistante avant l'introduction de la cible d'inflation, s'expliquent peut-être par le fait que l'auteur n'ait pas adéquatement tenu compte des variations de l'inflation tendancielle au Canada. Crawford, Meh et Terajima (2009) postulent des changements de régime endogènes et notent plutôt que l'inflation observée au Canada avant l'entrée en vigueur de la cible d'inflation affichait un degré de persistance beaucoup moins élevé que celui estimé par Benati.

même après 1995, tandis que les estimations de l'inflation définie selon l'IPC montrent un degré de persistance quasi nul. Plusieurs études dont celle de Benati donnent à penser que les taux d'inflation enregistrés dans le passé ont une incidence sur l'inflation contemporaine et sur les anticipations concernant les perspectives d'évolution de l'inflation[17]. Quoi qu'il en soit, la force de cette influence paraît passablement s'amoindrir à mesure que les autorités monétaires raffermissent leur engagement à l'égard de la stabilité des prix[18].

Ancrage des attentes d'inflation

Comme nous l'avons vu, l'incertitude quant à l'objectif que poursuit la banque centrale ou à son engagement à l'atteindre peut influer sur les anticipations d'inflation à long terme. Le fait que la poursuite d'une cible d'inflation conduise à un ancrage plus solide des attentes plaide grandement en faveur d'une telle approche. Différents auteurs ont cherché à valider empiriquement cet argument, qui découle également du modèle fondé sur la rationalité des anticipations : si celles-ci sont parfaitement arrimées, elles ne devraient pas, aux horizons éloignés, réagir au niveau actuel de l'inflation (surtout durant les périodes où ce dernier est supérieur au taux d'inflation attendu) ou à la publication d'autres données macroéconomiques.

La plupart des études empiriques concluent que les anticipations d'inflation sont devenues plus stables aux États-Unis depuis le début des années 1980, mais qu'elles restent quelque peu sensibles aux chocs. Stock et Watson (2007) notent à la fois la persistance élevée des variations de la composante tendancielle de l'inflation dans ce pays et la diminution marquée de leur ampleur depuis 1983. Les fluctuations inattendues de l'inflation seraient par conséquent beaucoup moins susceptibles d'être permanentes aux États-Unis que dans le passé, ce qui témoignerait d'un meilleur ancrage des anticipations. De même, la sensibilité des attentes aux chocs de nature macroéconomique ou de politique monétaire s'est atténuée durant la période, tout comme leur volatilité (Clark et Davig, 2008). La variabilité de l'inflation tendancielle américaine reste néanmoins suffisante pour que Bernanke (2007) en infère que l'arrimage des anticipations d'inflation demeure imparfait.

Les mesures qui se fondent sur les marchés indiquent elles aussi un ancrage imparfait des attentes d'inflation aux États-Unis. Gürkaynak, Sack et Swanson (2005) démontrent qu'aux horizons éloignés, les taux d'intérêt à terme implicites réagissent fortement à différents chocs macroéconomiques et monétaires. Potter et Rosenberg (2007) constatent pour leur part que les variations imprévues des taux d'inflation attendus à court terme (2-5 ans) continuent de se transmettre aux mesures des anticipations d'inflation à long terme (9-10 ans).

Kozicki et Tinsley (2005 et 2009) examinent en détail la grande inflation des années 1970 ainsi que la période de désinflation qui a suivi la présidence Volcker. Ils concluent que l'absence d'un objectif explicite de politique monétaire aux États-Unis est en partie responsable du manque d'ancrage des attentes d'inflation jusque tard dans la décennie 1980. Par contraste, ils montrent que dès que la Bundesbank se fixe, au milieu des années 1970, des objectifs de croissance monétaire à moyen terme, les mesures des attentes fondées sur le marché des obligations s'arriment à la cible de la banque centrale allemande[19]. Kozicki et Tinsley (2005) relèvent que les anticipations du secteur privé se sont ajustées lentement à la réduction du niveau d'inflation aux États-Unis, même si celui-ci est tombé rapidement après 1979. À leur avis, cette observation cadre bien avec le peu de crédibilité initial de l'engagement pris à long terme par la Réserve fédérale de maintenir l'inflation à un niveau bas et stable, compte tenu des forts taux d'inflation constatés dans les années 1970 et 1980.

Des comparaisons internationales récentes font ressortir également le rôle important joué par le régime de politique monétaire dans l'ancrage des anticipations d'inflation. Plusieurs de ces études

17 D'autres résultats donnent un portrait contrasté pour les États-Unis : Rudd et Whelan (2007) ne concluent pas que l'inflation dans ce pays est devenue moins persistante après la période de désinflation des années Volcker. Cette conclusion concorde avec les travaux de Kozicki et Tinsley (2005 et 2009), qui établissent qu'il fallut passablement de temps pour asseoir la crédibilité de la politique monétaire après la période d'inflation galopante des années 1970. Ils mettent en partie en cause l'absence d'un objectif précis en matière d'inflation. Après prise en compte des variations de l'inflation tendancielle, Cogley et Sbordone (2005 et 2008) trouvent au contraire que l'inflation possède un degré de persistance minime aux États-Unis.

18 L'adoption d'un régime de cibles d'inflation semble être un facteur décisif, davantage que l'accroissement des communications ou de la transparence, dans le rehaussement de la crédibilité de la banque centrale. Un petit nombre de banques centrales, convaincues que la transparence facilite l'ancrage des anticipations d'inflation quand elle augmente, ont annoncé le sentier d'évolution de leur taux directeur. Andersson et Hofmann (2009) évaluent si ce type de stratégie suivi par les banques centrales de la Nouvelle-Zélande, de la Norvège et de la Suède a contribué à ancrer les attentes relatives à l'inflation à long terme. Il apparaît que les anticipations étaient déjà solidement arrimées dans chacun des trois pays et que l'annonce de la trajectoire prévue des taux d'intérêt n'a, en soi, pas amélioré la stabilité de ces attentes.

19 À la fin de 1974, la Bundesbank a adopté officiellement des cibles d'expansion monétaire. Cependant, Bernanke et Mihov (1997) soutiennent que la véritable cible des autorités allemandes semblait plutôt être l'inflation.

interventions et leurs communications. Par exemple, les régimes de cibles d'inflation par lesquels les banques centrales s'engagent à maintenir l'inflation à un taux précis ou dans une fourchette particulière pendant une période donnée constituent un engagement catégorique, mesurable, et un objectif chiffré. Cet engagement envoie un signal sans équivoque au public et aux acteurs de marché sur la priorité de la politique monétaire et facilite de la sorte l'ancrage des attentes d'inflation[14]. Disposer du bon régime ne suffit pourtant pas : encore faut-il tenir ses promesses. La crédibilité nécessite des interventions (Mishkin, 2007), qui démontreront le sérieux de l'engagement de la banque centrale vis-à-vis de la stabilité des prix et traduiront son aptitude à y parvenir — rendant ainsi les anticipations d'inflation relativement insensibles à la parution de nouvelles données. Rappelons pour finir que les banques centrales peuvent rehausser leur crédibilité en communiquant avec clarté et efficacité. En faisant connaître leurs objectifs et les moyens qu'elles entendent employer, elles ont la possibilité d'arrimer davantage les attentes et, ce faisant, le taux d'inflation.

Revue de la littérature empirique

Le recours aux anticipations d'inflation a une assise théorique explicite : bien ancrées, celles-ci peuvent aider la banque centrale à remplir son objectif d'inflation. Reste à savoir si cette affirmation se vérifie dans les faits. C'est pourquoi de multiples travaux empiriques ont été menés sur l'interaction entre l'inflation, les attentes d'inflation et la conduite de la politique monétaire.

Persistance de l'inflation et anticipations d'inflation

La persistance ou l'inertie de l'inflation préoccupe les banquiers centraux, car le phénomène peut entraver les efforts qu'ils déploient pour atteindre leur objectif d'inflation. Un fort degré de persistance semble en particulier indiquer que les agents formulent leurs anticipations d'inflation en se focalisant sur le passé plutôt que sur l'avenir. Des attentes « rétrospectives » pourraient signifier que la banque centrale est peu crédible, ce qui serait de nature à compromettre l'efficacité de son action. Il n'est pas étonnant alors que les données d'après-guerre montrent que l'inflation a eu souvent tendance à être très corrélée aux taux d'inflation passés; autrement dit, l'inflation observée affichait un haut degré de persistance.

Bien que cette persistance soit en partie structurelle, son ampleur diminuera probablement si les attentes deviennent plus prospectives sous l'effet d'une hausse de la crédibilité de la politique monétaire (Woodford, 2006). En clair, plus les attentes sont prospectives, moins l'inflation devrait persister (Rudd et Whelan, 2007; Sims, 2008)[15]. Il convient donc de se demander si le cadre institutionnel de conduite de la politique monétaire permet, du fait de son incidence sur les anticipations d'inflation, de réduire le degré de persistance de l'inflation.

D'aucuns estiment qu'il suffit d'établir une cible d'inflation pour rendre le comportement des agents plus prospectif. Des travaux empiriques ont cherché récemment à déterminer si le cadre institutionnel avait quelque influence sur la persistance de l'inflation. Benati (2008), par exemple, évalue plusieurs régimes de politique monétaire à partir d'un échantillon de pays. Il conclut que dans ceux où existe une cible d'inflation (Canada, Suède, Royaume-Uni et Nouvelle-Zélande), l'inflation était persistante avant l'adoption de la cible, mais que depuis, ses valeurs passées ne constituent plus un indicateur statistiquement significatif de l'inflation contemporaine, car la persistance de l'inflation s'est atténuée. L'inflation persiste également moins dans la zone euro depuis le lancement de la monnaie commune[16]. Dernièrement, Mendes et Murchison (2009-2010) se sont penchés sur la persistance de l'inflation au Canada et ont remarqué un recul sensible du phénomène par rapport aux années 1980. Ils soulignent l'importance qu'a revêtue l'établissement d'une cible d'inflation en 1991. S'agissant des États-Unis, les résultats sont toutefois plus ambigus et semblent dépendre davantage du baromètre utilisé. Pour Benati (2008), l'inflation mesurée par l'indice implicite des prix du PIB et par l'indice de prix relatif aux dépenses de consommation des ménages révèle un degré de persistance considérable aux États-Unis,

14 La poursuite de cibles définies en fonction du niveau des prix pourrait avoir un effet stabilisateur additionnel sur les attentes. Cet aspect est un champ de recherche fécond à la Banque du Canada. Ambler (2009) passe en revue les études sur ce sujet.

15 Altissimo, Mojon et Zaffaroni (2009), Cecchetti et autres (2007) ainsi que Kozicki et Tinsley (2003) ont également abordé la question. Des divergences demeurent quant à la manière dont la persistance de l'inflation devrait être interprétée, en particulier entre Woodford (2006) et Rudd et Whelan (2007). Si Rudd et Whelan doutent que les anticipations soient rationnelles et que cette rationalité explique le mode de formation des attentes, ils soulignent quand même leur rôle « crucial » dans le processus de formation de l'inflation (p. 32).

16 Le nombre et la date d'adoption des régimes de politique monétaire sont des variables exogènes dans le modèle de Benati, chez qui la période 1971-1991 est placée sous un seul régime. Les résultats obtenus par Benati, à savoir l'existence d'une inflation très persistante avant l'introduction de la cible d'inflation, s'expliquent peut-être par le fait que l'auteur n'ait pas adéquatement tenu compte des variations de l'inflation tendancielle au Canada. Crawford, Meh et Terajima (2009) postulent des changements de régime endogènes et notent plutôt que l'inflation observée au Canada avant l'entrée en vigueur de la cible d'inflation affichait un degré de persistance beaucoup moins élevé que celui estimé par Benati.

même après 1995, tandis que les estimations de l'inflation définie selon l'IPC montrent un degré de persistance quasi nul. Plusieurs études dont celle de Benati donnent à penser que les taux d'inflation enregistrés dans le passé ont une incidence sur l'inflation contemporaine et sur les anticipations concernant les perspectives d'évolution de l'inflation[17]. Quoi qu'il en soit, la force de cette influence paraît passablement s'amoindrir à mesure que les autorités monétaires raffermissent leur engagement à l'égard de la stabilité des prix[18].

Ancrage des attentes d'inflation

Comme nous l'avons vu, l'incertitude quant à l'objectif que poursuit la banque centrale ou à son engagement à l'atteindre peut influer sur les anticipations d'inflation à long terme. Le fait que la poursuite d'une cible d'inflation conduise à un ancrage plus solide des attentes plaide grandement en faveur d'une telle approche. Différents auteurs ont cherché à valider empiriquement cet argument, qui découle également du modèle fondé sur la rationalité des anticipations : si celles-ci sont parfaitement arrimées, elles ne devraient pas, aux horizons éloignés, réagir au niveau actuel de l'inflation (surtout durant les périodes où ce dernier est supérieur au taux d'inflation attendu) ou à la publication d'autres données macroéconomiques.

La plupart des études empiriques concluent que les anticipations d'inflation sont devenues plus stables aux États-Unis depuis le début des années 1980, mais qu'elles restent quelque peu sensibles aux chocs. Stock et Watson (2007) notent à la fois la persistance élevée des variations de la composante tendancielle de l'inflation dans ce pays et la diminution marquée de leur ampleur depuis 1983. Les fluctuations inattendues de l'inflation seraient par conséquent beaucoup moins susceptibles d'être permanentes aux États-Unis que dans le passé, ce qui témoignerait d'un meilleur ancrage des anticipations. De même, la sensibilité des attentes aux chocs de nature macroéconomique ou de politique monétaire s'est atténuée durant la période, tout comme leur volatilité (Clark et Davig, 2008). La variabilité de l'inflation tendancielle américaine reste néanmoins suffisante pour que Bernanke (2007) en infère que l'arrimage des anticipations d'inflation demeure imparfait.

Les mesures qui se fondent sur les marchés indiquent elles aussi un ancrage imparfait des attentes d'inflation aux États-Unis. Gürkaynak, Sack et Swanson (2005) démontrent qu'aux horizons éloignés, les taux d'intérêt à terme implicites réagissent fortement à différents chocs macroéconomiques et monétaires. Potter et Rosenberg (2007) constatent pour leur part que les variations imprévues des taux d'inflation attendus à court terme (2-5 ans) continuent de se transmettre aux mesures des anticipations d'inflation à long terme (9-10 ans).

Kozicki et Tinsley (2005 et 2009) examinent en détail la grande inflation des années 1970 ainsi que la période de désinflation qui a suivi la présidence Volcker. Ils concluent que l'absence d'un objectif explicite de politique monétaire aux États-Unis est en partie responsable du manque d'ancrage des attentes d'inflation jusque tard dans la décennie 1980. Par contraste, ils montrent que dès que la Bundesbank se fixe, au milieu des années 1970, des objectifs de croissance monétaire à moyen terme, les mesures des attentes fondées sur le marché des obligations s'arriment à la cible de la banque centrale allemande[19]. Kozicki et Tinsley (2005) relèvent que les anticipations du secteur privé se sont ajustées lentement à la réduction du niveau d'inflation aux États-Unis, même si celui-ci est tombé rapidement après 1979. À leur avis, cette observation cadre bien avec le peu de crédibilité initial de l'engagement pris à long terme par la Réserve fédérale de maintenir l'inflation à un niveau bas et stable, compte tenu des forts taux d'inflation constatés dans les années 1970 et 1980.

Des comparaisons internationales récentes font ressortir également le rôle important joué par le régime de politique monétaire dans l'ancrage des anticipations d'inflation. Plusieurs de ces études

17 D'autres résultats donnent un portrait contrasté pour les États-Unis : Rudd et Whelan (2007) ne concluent pas que l'inflation dans ce pays est devenue moins persistante après la période de désinflation des années Volcker. Cette conclusion concorde avec les travaux de Kozicki et Tinsley (2005 et 2009), qui établissent qu'il fallut passablement de temps pour asseoir la crédibilité de la politique monétaire après la période d'inflation galopante des années 1970. Ils mettent en partie en cause l'absence d'un objectif précis en matière d'inflation. Après prise en compte des variations de l'inflation tendancielle, Cogley et Sbordone (2005 et 2008) trouvent au contraire que l'inflation possède un degré de persistance minime aux États-Unis.

18 L'adoption d'un régime de cibles d'inflation semble être un facteur décisif, davantage que l'accroissement des communications ou de la transparence, dans le rehaussement de la crédibilité de la banque centrale. Un petit nombre de banques centrales, convaincues que la transparence facilite l'ancrage des anticipations d'inflation quand elle augmente, ont annoncé le sentier d'évolution de leur taux directeur. Andersson et Hofmann (2009) évaluent si ce type de stratégie suivi par les banques centrales de la Nouvelle-Zélande, de la Norvège et de la Suède a contribué à ancrer les attentes relatives à l'inflation à long terme. Il apparaît que les anticipations étaient déjà solidement arrimées dans chacun des trois pays et que l'annonce de la trajectoire prévue des taux d'intérêt n'a, en soi, pas amélioré la stabilité de ces attentes.

19 À la fin de 1974, la Bundesbank a adopté officiellement des cibles d'expansion monétaire. Cependant, Bernanke et Mihov (1997) soutiennent que la véritable cible des autorités allemandes semblait plutôt être l'inflation.

indiquent que, outre le fait que l'inflation est moins persistante dans les pays dotés d'un régime de cibles d'inflation, les attentes y semblent aussi mieux arrimées. Dans ces pays (p. ex., le Canada, le Royaume-Uni et la Suède), les anticipations ne sont pas corrélées avec le taux d'inflation enregistré, contrairement à ce que l'on observe ailleurs; elles ne sont pas non plus sensibles à la publication de données macroéconomiques ni aux décisions inattendues de politique monétaire[20]. Globalement, les recherches laissent penser que les attentes d'inflation à long terme sont stables aux États-Unis mais imparfaitement ancrées, et qu'elles sont mieux arrimées dans les pays ayant adopté des cibles d'inflation explicites. De plus, un meilleur ancrage des anticipations fait diminuer la persistance de l'inflation.

Plusieurs études indiquent que, outre le fait que l'inflation est moins persistante dans les pays dotés d'un régime de cibles d'inflation, les attentes y semblent aussi mieux arrimées.

Autres influences à l'œuvre

La crédibilité et le choix du régime de politique monétaire revêtent certes de l'importance pour l'ancrage des anticipations, mais il ne faut pas perdre de vue certaines caractéristiques cruciales du processus d'inflation. Songeons entre autres aux prix relatifs — en particulier les prix des aliments et de l'énergie, sur lesquels la banque centrale n'a pas de prise directe. D'après les travaux de Clark et Davig (2008), les mouvements des prix des aliments auraient une incidence significative et durable sur les anticipations d'inflation à long terme aux États-Unis, mais pas ceux des prix de l'énergie[21]. Galati, Poelhekke et Zhou (2008) cherchent à établir si les hausses prononcées des prix des aliments et des produits de base survenues entre 2006 et le milieu de 2008 ont entraîné un désarrimage des attentes d'inflation dans la zone euro. Pour mesurer celles-ci, ils ont recours aux données de marché sur les swaps de taux d'intérêt et les swaps indexés sur l'inflation (dont le marché est plus liquide que celui des obligations indexées). Ils concluent que les anticipations sont devenues plus sensibles aux variations du taux d'inflation après juin 2007, ce qui révélerait l'apparition d'un écart entre le taux attendu par le marché et la cible de la Banque centrale européenne. Ces résultats portent à croire que les autorités ne doivent pas tenir pour définitif l'ancrage des anticipations d'inflation au niveau préconisé.

Tendances récentes des anticipations d'inflation

La période 2008-2009 fournit un excellent point de référence pour l'analyse de l'importance des anticipations d'inflation dans la conduite de la politique monétaire.

Données d'enquête : bref rappel historique et examen de la récente crise

On constate que les anticipations d'inflation ont eu un comportement sensiblement analogue à celui que les recherches citées plus haut indiquaient, leur ancrage s'améliorant en écho au renforcement de la crédibilité de la banque centrale. Le **Tableau 2** présente la moyenne et l'écart type de l'inflation mesurée par l'IPC et de l'inflation attendue aux horizons de quatre trimestres, de huit trimestres et de cinq à dix ans pour sept économies avancées et la zone euro. Les données ont été subdivisées en trois périodes : la période I va du deuxième semestre de 1994 au premier semestre de 1999; la période II, du second semestre de 1999 au premier semestre de 2004; et la période III, du deuxième semestre de 2004 au premier semestre de 2009. De manière générale, la moyenne et la variance des taux d'inflation anticipés ont convergé vers celles des taux d'inflation enregistrés, surtout durant les années 1994-1999 et 1999-2004. On note en outre que plus l'horizon de prévision s'allonge, plus les taux d'inflation attendus se rapprochent des taux effectifs. Autre fait à signaler, l'écart type des prévisions de l'inflation aux horizons de cinq à dix ans a accusé une baisse importante dans la plupart des pays au cours de la dernière décennie, signe d'une hausse de la crédibilité de la banque centrale et d'un bon ancrage des anticipations d'inflation. Le Canada est l'exception, puisque la forte décrue des taux d'inflation attendus et observés s'y produit avant 1994; cela explique que l'amélioration constatée au Tableau 2 sur les périodes considérées soit moins marquée pour ce pays que pour les autres.

20 Voir, par exemple, Levin, Natalucci et Piger (2004); Gürkaynak, Levin et Swanson (2006); Gürkaynak et autres (2006); et Beechey, Johannsen et Levin (2008).

21 Les auteurs avancent que les prix de l'énergie étant volatils, il se peut que les prévisionnistes attachent peu d'importance à leurs variations, les jugeant passagères. Les prévisionnistes tiendraient davantage compte de l'évolution des prix des aliments parce que ceux-ci tendent à être plus persistants et pèsent plus lourd dans le panier de l'IPC.

Tableau 2 : Comportement de l'inflation observée et des anticipations d'inflation

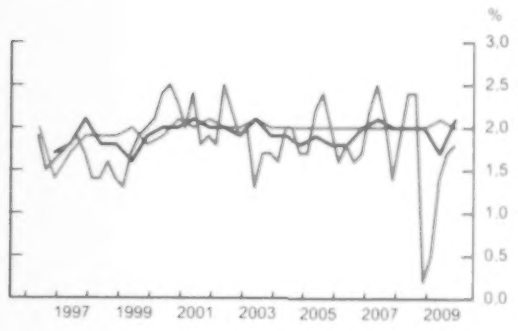
		Canada		États-Unis		Japon		Norvège		Royaume-Uni		Suède		Suisse		Zone euro	
		Moyenne	Écart type	Moyenne	Écart type	Moyenne	Écart type	Moyenne	Écart type	Moyenne	Écart type	Moyenne	Écart type	Moyenne	Écart type	Moyenne	Écart type
Inflation observée en glissement annuel (IPC)	I	1,4	0,7	2,4	0,6	0,5	0,9	2,1	0,6	2,0	0,5	0,9	1,2	0,7	0,6	1,8	0,6
	II	2,4	0,9	2,5	0,8	0,6	0,4	2,2	1,4	1,2	0,3	1,6	0,9	0,9	0,5	2,1	0,4
	III	2,0	0,7	2,9	1,6	0,2	0,8	2,1	1,2	2,5	0,8	1,6	1,3	1,2	0,9	2,2	0,8
Inflation attendue à l'horizon de 4 trimestres	I	1,8	0,3	2,8	0,4	0,4	0,6	2,9	0,4	2,8	0,5	2,0	1,1	1,0	0,2		
	II	2,0	0,3	2,3	0,4	0,4	0,3	1,9	0,6	2,3	0,2	1,9	0,4	1,1	0,4	1,6	0,2
	III	1,8	0,6	2,2	1,1	0,1	0,6	2,0	0,7	2,3	0,9	1,7	0,9	1,0	0,4	1,8	0,5
Inflation attendue à l'horizon de 8 trimestres	I	2,0	0,3	3,0	0,4	0,8	0,6	2,6	0,5	3,1	0,6	2,4	0,8	1,2	0,0		
	II	2,0	0,1	2,4	0,3	0,2	0,5	2,2	0,2	2,3	0,1	2,1	0,3	1,3	0,2	1,7	0,1
	III	1,9	0,1	2,2	0,2	0,6	0,3	2,0	0,3	2,5	0,3	1,9	0,3	1,2	0,3	1,9	0,3
Inflation attendue à l'horizon de 5 à 10 ans	I	2,0	0,3	3,0	0,4	1,4	0,5	2,1	0,1	3,0	0,4	2,4	0,5	1,9	0,2		
	II	2,0	0,1	2,5	0,1	0,8	0,4	2,3	0,2	2,3	0,1	2,0	0,0	1,6	0,1	1,9	0,1
	III	2,0	0,0	2,3	0,2	1,3	0,2	2,3	0,1	2,6	0,2	2,0	0,0	0,0	0,1	1,9	0,0

Nota : La période I va du deuxième semestre de 1994 au premier semestre de 1999, la période II, du second semestre de 1999 au premier semestre de 2004, et la période III, du deuxième semestre de 2004 au premier semestre de 2009.
Source : Consensus Economics

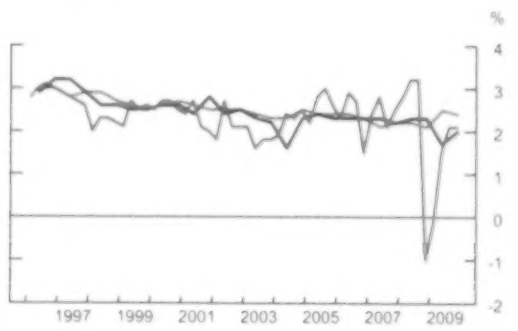
Un examen des chiffres récents fournit de précieuses indications sur le rôle non négligeable que peuvent jouer des anticipations d'inflation solidement arrimées. Les données tirées des enquêtes menées par Consensus Economics au Canada, aux États-Unis, au Royaume-Uni et dans la zone euro montrent que depuis 2007, les taux d'inflation attendus à court terme ont été très volatils **(graphiques 1a à 1d)**. En 2008, le renchérissement considérable de l'énergie, des aliments et des produits de base, qui paraissait devoir durer, a fait grimper l'inflation mesurée par l'IPC, ce qui s'est traduit par un renforcement des anticipations d'inflation à court terme. Par exemple, au milieu de 2008, le taux d'inflation attendu à l'horizon de quatre trimestres a dépassé 3 % aux États-Unis et au Royaume-Uni et 2,5 % dans la zone euro; au Canada, il est également monté mais est resté en deçà de 2,5 %. Le relèvement des attentes d'inflation au milieu de 2008 a été encore plus prononcé dans les économies de marché émergentes **(Graphique 2)**. Dans la foulée de la débâcle de Lehman Brothers, les turbulences économiques et financières se sont intensifiées, et les anticipations d'inflation à l'horizon de quatre trimestres ont chuté abruptement, devenant même négatives aux États-Unis (entre décembre 2008 et mars 2009), au Royaume-Uni (en décembre 2008) et en Suède (en mars 2009). Cette évolution s'explique en partie par l'effondrement des prix des produits de base et les craintes d'une grave récession. Au Canada, le taux d'inflation attendu a également baissé à l'horizon de quatre trimestres, mais dans une moindre mesure. Le repli marqué des anticipations d'inflation aux horizons rapprochés donne à penser qu'au plus fort de la crise du crédit, les acteurs de marché de certains pays ont cru, brièvement, à la possibilité d'une déflation en 2009. Dans les mois qui ont suivi, les taux d'inflation attendus se sont réinscrits en hausse, à la faveur d'un début de stabilisation sur le front économique. Toutefois, ils demeurent aujourd'hui inférieurs à leurs niveaux d'avant la crise.

Graphiques 1a à 1d : Taux d'inflation anticipés

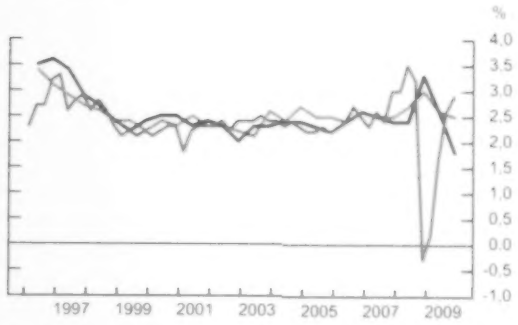
a. Canada



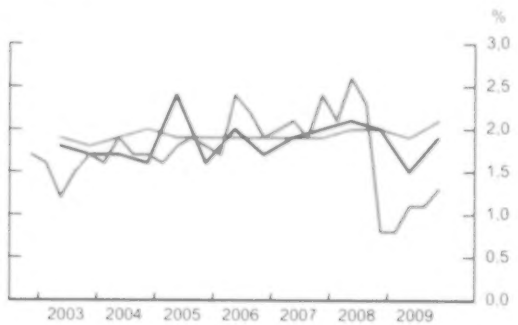
b. États-Unis



c. Royaume-Uni



d. Zone euro



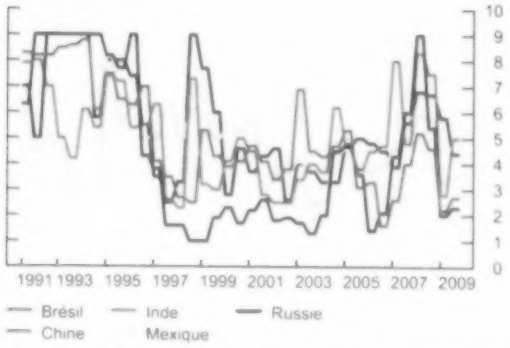
Source : Consensus Economics

En dépit de la volatilité élevée des anticipations d'inflation à court terme, celles de moyen terme sont restées relativement bien ancrées. Les taux d'inflation attendus ont en effet beaucoup moins diminué à l'horizon de huit trimestres qu'aux horizons plus courts. Selon l'enquête menée par la Banque du Canada sur les perspectives des entreprises, à l'apogée de la crise, au-delà de 40 % des firmes participantes prévoyaient un taux d'inflation de moins de 1 % à l'horizon de deux ans; or, au deuxième trimestre de 2009, seuls 11 % des répondants étaient encore de cet avis **(Graphique 3)**. Qui plus est, l'inflation anticipée à long terme (à l'horizon de cinq à dix ans) n'a pratiquement pas varié (2,0-2,5 %) dans la plupart des pays, malgré les taux d'inflation négatifs observés et la longueur de la récession. Les enquêtes réalisées auprès de consommateurs pendant la crise font un constat similaire pour les anticipations d'inflation à l'horizon de cinq ans. Par exemple, l'enquête qu'effectue l'Université du Michigan indique que les consommateurs américains s'attendaient à un recul de l'inflation d'ici un an entre le milieu de 2008 et la fin de 2008, mais nullement à de la déflation. En fait, les anticipations des consommateurs ne se sont pas beaucoup écartées de la moyenne de 3 % enregistrée durant la dernière décennie **(Graphique 4)**[22]. En conclusion, les attentes d'inflation à long terme sont demeurées bien ancrées d'après les enquêtes faites tant auprès des ménages que des prévisionnistes, et les banques centrales ont gardé leur crédibilité intacte.

22 Soulignons que les anticipations d'inflation rapportées dans les enquêtes menées auprès des consommateurs évoluent généralement de pair avec les taux d'inflation projetés par les prévisionnistes, même si ces enquêtes présentent un biais positif persistant. Par exemple, le taux d'inflation attendu à l'horizon de un an se situait à 7,6 % en mars 2008, selon les réponses recueillies par la Banque du Japon parmi les consommateurs, alors que Consensus Economics chiffrait ce taux à 0,4 %. Pour sa part, l'enquête de l'Université du Michigan auprès des ménages fait état d'anticipations certes moins extrêmes mais qui dépassent tout de même aussi (+0,5 point de pourcentage) les projections des prévisionnistes pour la période 1996-2008.

Graphique 2 : Taux d'inflation anticipés dans les pays à marché émergent

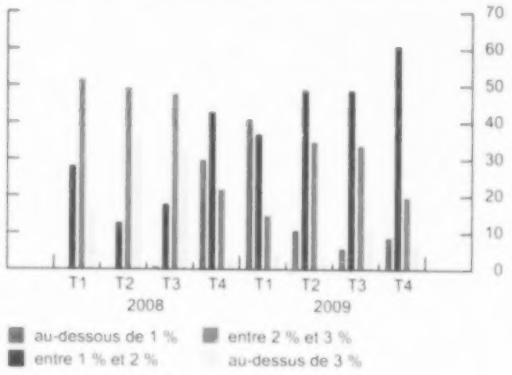
A l'horizon de 6 mois



Nota : Pour construire l'indice de chaque pays, on a fait la sommation des réponses en assignant une valeur de 1 aux participants qui s'attendaient à une baisse de l'inflation, de 5 à ceux qui n'anticipaient ni baisse ni hausse et de 9 à ceux qui prévoyaient une hausse.
Source : IFO

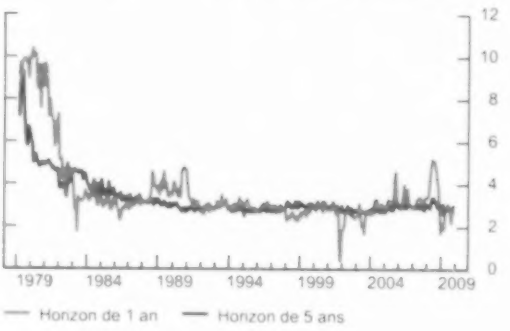
Graphique 3 : Enquête de la Banque du Canada sur les perspectives des entreprises

Pourcentage des entreprises qui s'attendaient à ce qu'au cours des deux prochaines années, le taux d'augmentation de l'IPC se situe :



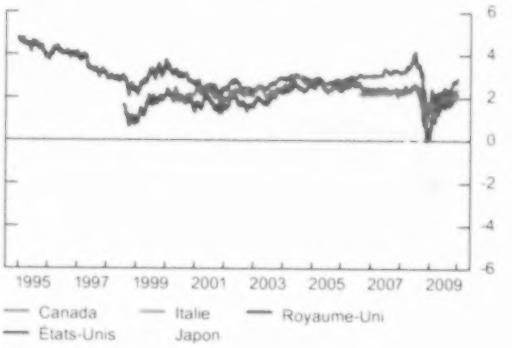
Source : Banque du Canada

Graphique 4 : Taux d'inflation anticipé aux États-Unis selon l'enquête de l'Université du Michigan



Source : Université du Michigan (Datastream)

Graphique 5 : Taux d'inflation implicites (pour différentes échéances)



Source : Bloomberg

Mesures fondées sur les marchés

Les résultats d'enquêtes donnent à penser que même si les attentes d'inflation sont volatiles aux horizons rapprochés, elles sont fermement ancrées aux horizons plus lointains. Cependant, comme bon nombre d'enquêtes ne sont effectuées qu'à intervalles trimestriels ou semestriels, il se peut qu'elles ne soient pas parvenues à mesurer véritablement la volatilité des anticipations d'inflation durant la crise. Afin d'en avoir le cœur net, nous examinons les taux d'inflation implicites, calculés de la façon décrite précédemment, pour les États-Unis, le Royaume-Uni, le Canada et le Japon[23]. Tout comme dans le cas des enquêtes qui sondent les prévisionnistes, on constate que les attentes d'inflation à long terme aux États-Unis sont restées bien arrimées, sauf pendant un court moment au plus fort de la tourmente, durant lequel le taux d'inflation implicite est tombé à près de zéro. Au Japon, ce dernier a même été négatif en 2009 **(Graphique 5)**[24]. Au Royaume-Uni et au Canada, deux pays dotés d'un régime de cibles d'inflation, on observe au contraire que les attentes mesurées avec cet indicateur se sont maintenues au-dessus de 1 % pendant la crise.

23 Ce type de mesure est moins fiable à cause du risque de liquidité. Les marchés des obligations ordinaires à rendement nominal sont profonds et liquides, mais on ne peut en dire autant des marchés des obligations à rendement réel, dont le rendement implicite peut ainsi être faussé.

24 Les taux d'inflation négatifs attendus au Japon ne sont pas étonnants, vu la déflation qu'a connue ce pays récemment.

Récentes leçons

L'utilité des anticipations d'inflation pour la conduite de la politique monétaire a été mise en lumière par la récente crise financière. Avant que celle-ci n'éclate, les prix de l'énergie et des aliments avaient beaucoup augmenté, entraînant dans leur sillage les attentes d'inflation à court terme. Les attentes à long terme étaient cependant demeurées bien ancrées, car les ménages et les entreprises ne s'étaient pas focalisés sur le choc des matières premières. Cet arrimage des anticipations a permis aux autorités de faire abstraction du renchérissement de l'énergie et leur a peut-être évité une erreur stratégique (en l'absence d'attentes bien ancrées, elles auraient sans doute été obligées de majorer les taux d'intérêt au moment même où la crise allait s'intensifier, et été forcées ensuite de les abaisser). Les gains découlant de la poursuite de cibles d'inflation bien définies et une crédibilité accrue ont contribué à arrimer les anticipations d'inflation et à stabiliser l'inflation observée dans maints pays.

Le déroulement de la crise a fait ressortir l'importance d'un ancrage solide des anticipations d'inflation.

Le déroulement même de la crise depuis l'effondrement de Lehman Brothers a encore fait ressortir l'importance d'un ancrage solide des anticipations d'inflation. À l'automne 2008, les prix des produits de base ont chuté considérablement, et les craintes d'une grave récession se sont accentuées. Les attentes d'inflation à l'horizon de quatre trimestres se sont aussi fortement repliées et sont même devenues négatives dans certains pays et régions. Les mesures fondées sur le marché ont également reculé. Toutefois, les anticipations d'inflation à moyen et long terme sont demeurées bien ancrées, en dépit de l'apparition d'écarts de production marqués et susceptibles de durer. Manifestement, les banques centrales ont réussi à conserver leur crédibilité face aux terribles chocs qui frappaient l'économie. Le maintien d'attentes fermement arrimées a concouru à la relance, l'économie ayant ainsi pu éviter une spirale déflationniste au potentiel déstabilisateur.

Conclusions et futurs axes de recherche

Les anticipations d'inflation jouent un rôle capital dans la conduite de la politique monétaire et peuvent nous renseigner en temps utile sur la crédibilité de la banque centrale. Elles constituent une composante clé de la panoplie d'informations sur laquelle les autorités monétaires s'appuient pour comprendre et prévoir le comportement de l'inflation. Surtout, les recherches à ce jour indiquent dans leur grande majorité que les banques centrales qui se sont engagées clairement et de façon crédible à maintenir l'inflation à un niveau bas et stable, en particulier celles qui ont adopté une cible d'inflation, ont très bien réussi à ancrer les attentes d'inflation depuis vingt ans.

Les autorités monétaires continueront de prendre en considération l'évolution des anticipations d'inflation dans leurs délibérations, tout particulièrement au moment de mettre fin aux mesures exceptionnelles adoptées dans le sillage de la crise. D'ici à ce qu'elles rétablissent les taux directeurs à des niveaux normaux, les autorités suivront de près l'évolution de ces anticipations, compte tenu de l'apport crucial de la crédibilité à l'ancrage des attentes d'inflation. Les programmes massifs de relance se sont traduits par des déficits publics record. Conjugués aux pressions que les changements démographiques exerceront dans l'avenir sur les finances publiques, ils laissent pressentir des hausses des ratios de la dette au PIB dans de nombreuses économies avancées au cours des prochaines années. Certains acteurs de marché craignent que l'endettement atteigne des niveaux intenables et finisse par être monétisé, bien que ces appréhensions ne transparaissent pas encore dans les mesures relatives aux taux d'inflation attendus. Dans un tel contexte, les anticipations d'inflation peuvent être un baromètre précieux de la crédibilité future des politiques budgétaire et monétaire.

Plusieurs points méritent de plus amples recherches. Premièrement, le mode de formation des anticipations d'inflation des ménages et des intervenants de marché est encore mal compris. Bernanke (2007) préconise à ce propos de mettre davantage l'accent sur l'apprentissage et le caractère imparfait de l'information dans la modélisation du processus et des attentes d'inflation. Deuxièmement, qu'elles soient issues d'enquêtes ou fondées sur les marchés, toutes les mesures des anticipations présentent des biais au fil du temps. Un travail d'approfondissement est nécessaire pour tenir compte de biais existants et interpréter correctement ces mesures. Enfin, il nous faut davantage de données internationales, notamment au sujet des attentes d'inflation des entreprises et de leurs propriétaires. Comme les firmes participent directement à la fixation des prix et des salaires, il serait très avantageux pour les décideurs publics de pouvoir connaître les anticipations d'inflation des entreprises d'un plus vaste groupe de pays pour divers horizons temporels.

Ouvrages et articles cités

Altissimo, F., B. Mojon et P. Zaffaroni (2009). « Can Aggregation Explain the Persistence of Inflation? », *Journal of Monetary Economics*, vol. 56, n° 2, p. 231-241.

Ambler, S. (2009). « Cible de niveau des prix et politique de stabilisation : tour d'horizon », *Revue de la Banque du Canada*, printemps, p. 21-33.

Andersson, M., et B. Hofmann (2009). *Gauging the Effectiveness of Central Bank Forward Guidance*, communication présentée au 24e congrès annuel de l'European Economic Association et à la 64e réunion européenne de l'Econometric Society tenus conjointement à Barcelone (Espagne) du 23 au 27 août.

Ang, A., G. Bekaert et M. Wei (2007). « Do Macro Variables, Asset Markets, or Surveys Forecast Inflation Better? », *Journal of Monetary Economics*, vol. 54, n° 4, p. 1163-1212.

Beechey, M. J., B. K. Johannsen et A. T. Levin (2008). *Are Long-Run Inflation Expectations Anchored More Firmly in the Euro Area than in the United States?*, Conseil des gouverneurs de la Réserve fédérale, coll. « Finance and Economics Discussion », n° 2008-23.

Benati, L. (2008). « Investigating Inflation Persistence across Monetary Regimes », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 123, n° 3, p. 1005-1060.

Bernanke, B. S. (2007). *Inflation Expectations and Inflation Forecasting*, discours prononcé dans le cadre de l'atelier sur l'économie monétaire du NBER Summer Institute tenu à Cambridge (Massachusetts) le 10 juillet.

Bernanke, B. S., et I. Mihov (1997). « What Does the Bundesbank Target? », *European Economic Review*, vol. 41, n° 6, p. 1025-1053.

Cecchetti, S. G., P. Hooper, B. C. Kasman, K. L. Schoenholtz et M. W. Watson (2007). *Understanding the Evolving Inflation Process*, communication présentée dans le cadre du forum sur la conduite de la politique monétaire américaine tenu à Washington le 9 mars.

Christensen, I., F. Dion et C. Reid (2004). *Real Return Bonds, Inflation Expectations, and the Break-Even Inflation Rate*, document de travail n° 2004-43, Banque du Canada.

Clark, T. E., et T. Davig (2008). *An Empirical Assessment of the Relationships among Inflation and Short- and Long-Term Expectations*, Banque fédérale de réserve de Kansas City, coll. « Research Working Papers », n° 08-05.

Cogley, T., et A. M. Sbordone (2005). *A Search for a Structural Phillips Curve*, Banque fédérale de réserve de New York, coll. « Staff Reports », n° 203.

——— (2008). « Trend Inflation, Indexation, and Inflation Persistence in the New Keynesian Phillips Curve », *The American Economic Review*, vol. 98, n° 5, p. 2101-2126.

Crawford, A., C. A. Meh et Y. Terajima (2009). « Incertitude du niveau des prix, cible de niveau des prix et contrats d'emprunt nominaux », *Revue de la Banque du Canada*, printemps, p. 35-46.

Croushore, D. (1993). « Introducing: The Survey of Professional Forecasters », *Business Review*, Banque fédérale de réserve de Philadelphie, novembre-décembre, p. 3-15.

——— (1997). « The Livingston Survey: Still Useful after All These Years », *Business Review*, Banque fédérale de réserve de Philadelphie, mars-avril, p. 15-27.

Curtin, R. (1996). *Procedure to Estimate Price Expectations*, University of Michigan Survey Research Center. Polycopié.

Galati, G., S. Poelhekke et C. Zhou (2008). *Did the Anchor of Inflation Expectations in the Euro Area Turn Adrift?*, document de travail n° 191, De Nederlandsche Bank.

Gürkaynak, R. S., A. T. Levin, A. N. Marder et E. T. Swanson (2006). *Inflation Targeting and the Anchoring of Inflation Expectations in the Western Hemisphere*, document de travail n° 400, Banque centrale du Chili.

Ouvrages et articles cités (suite)

Gürkaynak, R. S., A. T. Levin et E. T. Swanson (2006). *Does Inflation Targeting Anchor Long-Run Inflation Expectations? Evidence from Long-Term Bond Yields in the U.S., U.K., and Sweden*, document de travail n° 2006-09, Banque fédérale de réserve de San Francisco.

Gürkaynak, R. S., B. Sack et E. T. Swanson (2005). « The Sensitivity of Long-Term Interest Rates to Economic News: Evidence and Implications for Macroeconomic Models », *The American Economic Review*, vol. 95, n° 1, p. 425-436.

Kozicki, S., et P. A. Tinsley (2003). « Les sources de la persistance de l'inflation », *Ajustement des prix et politique monétaire*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en novembre 2002, Banque du Canada, Ottawa, p. 3-50.

——— (2005). « What Do You Expect? Imperfect Policy Credibility and Tests of the Expectations Hypothesis », *Journal of Monetary Economics*, vol. 52, n° 2, p. 421-447.

——— (2009). « Perhaps the 1970s FOMC Did What It Said It Did », *Journal of Monetary Economics*, vol. 56, n° 5, p. 842-855.

Levin, A. T., F. M. Natalucci et J. M. Piger (2004). « The Macroeconomic Effects of Inflation Targeting », *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 86, n° 4, p. 51-80.

Mankiw, N. G., R. Reis et J. Wolfers (2003). *Disagreement about Inflation Expectations*, document de travail n° 9796, National Bureau of Economic Research.

Mehra, Y. P. (2002). « Survey Measures of Expected Inflation: Revisiting the Issues of Predictive Content and Rationality », *Economic Quarterly*, Banque fédérale de réserve de Richmond, vol. 88, n° 3, p. 17-36.

Mendes, R., et S. Murchison (2009-2010). « La baisse du degré de persistance de l'inflation au Canada : causes et conséquences », *Revue de la Banque du Canada*, hiver, p. 1-16.

Mishkin, F. S. (2007). *Inflation Dynamics*, document de travail n° 13147, National Bureau of Economic Research.

Potter, S. M., et J. Rosenberg (2007). *Are US Inflation Expectations Anchored, Contained or Unmoored?*, Banque fédérale de réserve de New York. Polycopié.

Rudd, J., et K. Whelan (2007). « Modeling Inflation Dynamics: A Critical Review of Recent Research », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 39, n° S1, p. 155-170.

Sims, C. A. (2008). *Inflation Expectations, Uncertainty, the Phillips Curve, and Monetary Policy*, communication présentée au colloque de la Banque fédérale de réserve de Boston intitulé « Understanding Inflation and the Implications for Monetary Policy: A Phillips Curve Retrospective » et tenu à Chatham (Massachusetts) du 9 au 11 juin.

Stock, J. H., et M. W. Watson (2007). « Why Has U.S. Inflation Become Harder to Forecast? », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 39, n° S1, p. 3-33.

Thomas, L. B., Jr. (1999). « Survey Measures of Expected U.S. Inflation », *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 13, n° 4, p. 125-144.

Woodford, M. (2006). *Interpreting Inflation Persistence: Comments on the Conference on "Quantitative Evidence on Price Determination"*. Internet : http://www.columbia.edu/~mw2230/QEPDcomment.pdf.

L'efficacité des règles de politique monétaire en présence d'incertitude

Gino Cateau et Stephen Murchison, département des Analyses de l'économie canadienne

- *Les banques centrales ont de plus en plus tendance aujourd'hui à adopter une approche systématique dans la formulation de la politique monétaire. Des règles simples de politique monétaire contribuent à faciliter la communication de cette politique au public et à rendre celle-ci plus prévisible.*
- *Les règles de politique monétaire sont devenues une partie intégrante des modèles employés par les banques centrales et sont souvent modulées de façon à maximiser le bien-être économique. Cependant, l'incertitude concernant le modèle « véritable » de l'économie peut grandement miner l'efficacité de ces règles et devrait donc être prise en compte dans l'élaboration de règles robustes.*
- *Des règles simples peuvent souvent fournir une bonne approximation de la règle optimale de politique monétaire en contexte d'information parfaite et sont généralement plus robustes en présence d'incertitude.*
- *Dans le modèle TOTEM, une règle simple optimisée qui réagit à une prévision du niveau des prix plutôt qu'à l'inflation résiste mieux à l'incertitude des paramètres.*

La politique monétaire se révèle être le plus efficace lorsque le grand public comprend bien les objectifs de la banque centrale, ainsi que les moyens d'y parvenir, et les jugent crédibles. Pour cela, la banque centrale doit communiquer clairement ce qu'elle cherche à accomplir — à quel niveau, par exemple, elle souhaite maintenir l'inflation à moyen terme — et comment ses actions actuelles et futures sont censées concourir aux résultats souhaités. Comme la collecte et le traitement de l'information coûtent cher aux agents privés, la banque centrale a tout intérêt à réagir à l'évolution économique de manière prévisible et facilement explicable. En plus de contribuer ainsi à une meilleure compréhension des mesures qu'elle met en œuvre, elle aide les marchés à mieux prédire ses interventions futures.

Depuis la publication des travaux fondateurs de Taylor (1993), les chercheurs universitaires et les banques centrales s'intéressent de plus en plus aux avantages d'une approche systématique dans la formulation de la politique monétaire. Les règles de politique monétaire, ou fonctions de réaction, sont devenues une partie intégrante des modèles employés par les banques centrales et sont souvent modulées de façon à maximiser le bien-être économique. Toutefois, les tentatives de modulation constituent une source de risques lorsque la banque centrale n'a qu'une connaissance imparfaite des rouages de l'économie.

Dans les pages qui suivent, nous passerons en revue les recherches consacrées ces dernières années à l'influence de différentes sources d'incertitude économique sur la performance de diverses catégories de règles de politique monétaire, depuis les règles simples jusqu'à la règle optimale avec engagement. En nous appuyant sur les travaux décrits dans la livraison de l'été 2002 de la *Revue de la Banque du Canada*, nous expliquerons l'importance de la prise en compte de l'incertitude dans la conception des règles de politique monétaire et fournirons des

exemples quantitatifs tirés de la littérature récente, elle-même axée de manière croissante sur les modèles structurels faisant intervenir des anticipations rationnelles. Nous présenterons également les résultats obtenus à l'aide de diverses règles dans TOTEM — le principal modèle utilisé à la Banque du Canada pour l'élaboration des projections et l'analyse des politiques (Murchison et Rennison, 2006) —, dont des règles qui réagissent au niveau des prix plutôt qu'à l'inflation.

Nous commencerons par exposer brièvement les arguments théoriques militant en faveur d'un engagement envers une règle de politique et le rôle joué par ce genre de règle dans le processus concret d'élaboration de la politique monétaire. Puis nous examinerons les quatre principales formes d'incertitude auxquelles peut être confrontée la banque centrale, ainsi que l'incidence de chacune sur l'efficacité des diverses règles. Nous conclurons par un survol des stratégies pouvant être mises à profit dans la conception de règles dites « robustes », c'est-à-dire qui donnent de bons résultats dans un large éventail de modèles économiques.

Qu'est-ce qu'une règle de politique monétaire?

Pour les besoins du présent article, une règle de politique monétaire consiste en une fonction mathématique qui relie à une ou plusieurs variables indicatrices de la situation économique le niveau de la variable qui sert d'instrument d'intervention à la banque centrale[1]. Étant donné que de telles règles sont spécifiques à l'instrument utilisé, elles sont parfois appelées « règles d'intervention ». Une de leurs principales caractéristiques est que, alors que le taux d'intérêt directeur varie dans le temps au fil de l'évolution économique, il réagit de façon identique à une conjoncture ou à un choc économiques donnés. En conséquence, l'adhésion à une règle engendre la prévisibilité, les agents économiques privés sachant comment la banque centrale réagira aujourd'hui et dans l'avenir.

On peut se demander ce qui motiverait la banque centrale à n'adhérer qu'à une seule règle, puisque cela pourrait gêner sa liberté d'action. Même si les objectifs que poursuit l'institution restent les mêmes dans le temps, pourquoi ne souhaiterait-elle pas conserver une grande latitude discrétionnaire quant à sa manière de réagir aux fluctuations économiques? La réponse à cela est tout simplement qu'aucune banque centrale ne définit strictement sa politique en se fondant sur une règle unique. Pour diverses raisons qui débordent le cadre de notre analyse, mais qui n'enlèvent rien à sa pertinence, les banques centrales recourent jusqu'à un certain point à leur jugement et à leur pouvoir discrétionnaire lorsqu'elles établissent leur politique. Ce qu'il importe de retenir, c'est le caractère prévisible de la politique monétaire pour les agents privés, dont les décisions sont influencées par les mesures actuelles et futures des autorités. Dans cette perspective, l'engagement inconditionnel de la banque centrale envers une règle connue du public peut être interprété comme une extrémité du spectre, son opposé étant la conduite invariable d'une politique monétaire purement discrétionnaire.

L'adhésion à une règle engendre la prévisibilité, les agents économiques privés sachant comment la banque centrale réagira aujourd'hui et dans l'avenir.

Les travaux empiriques menés récemment confortent de manière générale l'idée que la politique monétaire appliquée dans bon nombre de pays industrialisés a une forte composante systématique. Par exemple, l'intérêt porté à la règle de Taylor (Taylor, 1993) s'explique essentiellement par le fait qu'elle prédit avec une précision raisonnable l'évolution effective du taux des fonds fédéraux américains pendant la période allant de 1987 à 1992. En conséquence, bien qu'aucune banque centrale ne suive vraiment de règle à la lettre, le comportement de chacune dans la réalité peut fort bien être formalisé à l'aide d'une règle à la Taylor. Cela tient probablement, en partie du moins, au fait que les modèles de projection qu'utilisent actuellement ces institutions mettent en scène des règles de politique monétaire et servent à la formulation d'avis pour la conduite de cette politique.

Pour quelle raison alors les banques centrales se comportent-elles en gros comme si elles adhéraient à une règle? Parce qu'il en découle un avantage majeur : la prévisibilité de leur comportement.

1 Cette définition est quelque peu restrictive. Selon la littérature, une règle peut soit décrire la manière dont l'instrument réagit à l'état de l'économie, soit prescrire un résultat précis, comme l'atteinte de la cible d'inflation visée par la banque centrale, d'où l'appellation « règle de ciblage » (*targeting rule*) que leur a donnée Svensson (1999). Dans ce dernier cas, le comportement de l'instrument d'intervention ne peut être inféré que dans le cadre d'un modèle complet qui relie cet instrument aux variables cibles comprises dans la règle.

L'efficacité de la politique monétaire est à son apogée lorsque les ménages et les entreprises comprennent à la fois les objectifs poursuivis par la banque centrale et les mesures prises par cette dernière pour les atteindre. En s'engageant explicitement ou implicitement à adopter un certain type de comportement, la banque centrale peut influer sur les attentes du secteur privé à l'égard de la trajectoire future du taux directeur, ce qui à son tour peut l'aider dans la réalisation de ses objectifs. Prenons, par exemple, le cas d'une banque centrale qui a acquis la réputation de riposter vigoureusement à tout dérapage de l'inflation par rapport à l'objectif visé. S'il survient un choc imprévu qui fait dévier l'inflation de la cible, les agents s'attendront à ce que l'écart soit de courte durée. Du coup, leurs anticipations d'inflation ne seront pas touchées par le choc, ce qui tempérera la réaction des autorités. Ainsi, lorsque la banque centrale s'engage à contrer énergiquement les chocs se répercutant sur l'inflation et que son engagement est jugé crédible par les agents privés et pris en compte dans leurs anticipations, les mesures requises pour contrecarrer le choc peuvent s'en trouver adoucies.

Types de règles

Comme les autorités monétaires de par le monde s'entendent pour dire que l'objectif à long terme de la politique monétaire devrait être la stabilité des prix, il est normal qu'elles se dotent au départ d'une règle conçue pour assurer la stabilité des prix en longue période. La Banque du Canada, par exemple, cherche à maintenir le taux d'accroissement de l'indice des prix à la consommation (IPC) à 2 %, soit le point médian de sa fourchette de maîtrise de l'inflation, qui va de 1 à 3 %. Selon la vision traditionnelle du mécanisme de transmission de la politique monétaire, l'inflation tend à diminuer lorsque les taux d'intérêt sont élevés, toutes choses égales par ailleurs, et à augmenter lorsque ces taux sont bas. Il en découle qu'une règle adéquate commanderait un relèvement du taux cible du financement à un jour, le taux directeur de la Banque, lorsque l'inflation mesurée par l'IPC dépasse 2 % et, à l'inverse, une réduction de ce taux lorsqu'elle est inférieure à 2 %[2].

Toutefois, ne se préoccuper que de l'objectif à long terme de la stabilité des prix procède d'une conception réductrice du rôle de la politique monétaire. Il est communément admis que celle-ci peut être axée sur plusieurs objectifs à *court terme*, sans pour autant être tenue de les réaliser totalement. La banque centrale peut ainsi s'efforcer de stabiliser à la fois l'inflation à proximité de la cible visée et le PIB réel aux alentours du PIB potentiel. Dans la mesure où certains chocs poussent le taux d'inflation et l'écart de production dans des directions opposées, un arbitrage à court terme s'imposera à la banque centrale, qui devra prendre en compte tant l'inflation que l'écart de production dans sa règle de politique monétaire.

La plus connue de toutes les règles de politique monétaire est probablement la règle de Taylor (Taylor, 1993), qui a été établie à partir de données provenant des États-Unis et s'exprime ainsi :

$$R_t = 4{,}0 + 1{,}5(\pi_t - 2) + 0{,}5\tilde{y}_t, \qquad (1)$$

où R_t désigne le taux des fonds fédéraux américains, π_t le taux d'augmentation des prix et $\tilde{y}_t$ l'écart de production, tous trois à la période t. Selon la règle de Taylor, lorsque l'inflation égale 2 % et que la production se situe à son niveau potentiel, le taux des fonds fédéraux devrait être établi à un niveau équivalent à 4 % ou 400 points de base. En outre, il devrait être ajusté à la hausse ou à la baisse de 150 points de base pour chaque écart de un point de pourcentage entre l'inflation observée et le niveau de 2 % visé, et de 50 points de base pour chaque différentiel de 1 % entre la production observée et la production potentielle. Il semble que le principal avantage de la règle de Taylor réside dans sa simplicité, puisque le niveau du taux directeur résulte, pour toute période donnée, de seulement deux variables économiques[3].

La règle de Taylor constitue un cas spécial dans la vaste catégorie des règles qualifiées de simples. Il en existe des variantes importantes qui 1) accordent un rôle aux taux d'intérêt passés et 2) substituent au taux d'inflation du moment une prévision du taux futur. L'ajout d'une valeur passée du taux d'intérêt a d'abord été motivé par le fait qu'il permet une meilleure adéquation avec les données (Clarida, Galí et Gertler, 2000), ce qui indiquerait que les banques centrales ajustent leur taux directeur de manière graduelle aux modifications du climat économique plutôt qu'en bloc comme le postule Taylor dans sa règle. Woodford (1999) soutient que le lissage du taux d'intérêt ou son *inertie* correspond dans les faits au comportement optimal d'une banque centrale face à une situation où

2 Le taux cible du financement à un jour est l'instrument de politique monétaire habituellement utilisé au Canada.

3 Dans la spécification retenue par Taylor, la production potentielle est donnée par une tendance linéaire simple du PIB (en logarithme), relativement facile à calculer.

les agents forgent leurs attentes de façon prospective. Plus le poids relatif du taux d'intérêt passé augmente, plus il est facile de prédire le niveau futur du taux directeur, puisque ce dernier est davantage corrélé au taux d'inflation du moment.

Le fait de réagir à l'inflation projetée plutôt qu'à l'inflation observée cadre également avec un comportement optimal, dans la mesure où la politique monétaire met un certain temps à exercer pleinement ses effets sur l'inflation et où les prévisions de la banque centrale en la matière sont fiables. La règle de politique actuellement intégrée au modèle TOTEM accorde un rôle à la fois au taux directeur passé et à l'inflation projetée. Elle se présente comme suit :

$$R_t = \rho R_{t-1} + (1-\rho)\left[R^* + \varphi_\pi(E_t\pi_{t+k} - \pi^T) + \varphi_y(\tilde{y}_t)\right], \quad (2)$$

où R_t est le taux cible du financement à un jour à la période t; R^*, le taux d'intérêt neutre à long terme; $E_t\pi_{t+k}$, l'inflation que les agents s'attendent en t à observer à la période $t+k$; et $\tilde{y}_t$, l'écart de production. Les paramètres ρ, φ_π et φ_y, qui sont fixes, gouvernent le degré de lissage du taux d'intérêt et la sensibilité du taux directeur, d'une part, aux déviations de l'inflation par rapport à son niveau cible et, d'autre part, à l'écart de production[4]. Soulignons que la variable k, à savoir l'« horizon de rétroaction », détermine le caractère plus ou moins prospectif de la politique monétaire.

Les règles examinées jusqu'à maintenant donnent un aperçu de la réaction de la politique monétaire à l'évolution d'un tout petit nombre de variables, comme l'inflation anticipée et l'écart de production. Il n'est guère difficile dans ce contexte d'expliquer les fluctuations du taux directeur d'une période à l'autre. Cependant, cette simplicité a habituellement pour contrepartie une perte d'efficacité au chapitre de la stabilisation de l'économie. Pour comprendre ce phénomène, rappelons-nous que la prévision de l'inflation décrite à l'équation (2) est tributaire de chaque variable prise en compte par le modèle économique et que, dans un modèle très sophistiqué comme l'est TOTEM, le nombre de variables incluses peut être considérable. De manière implicite, la vigueur de la réaction de la banque centrale aux mouvements de chacune de ces variables est dictée par un seul paramètre, à savoir φ_π dans le cas de l'équation (2).

Supposons qu'au lieu d'un paramètre qui contraint la banque centrale à réagir à l'inflation prévue, nous attribuions un paramètre de réaction distinct à chacune des variables influant sur l'inflation future, y compris les chocs exogènes subis par l'économie. Nous serions alors en présence d'un assemblage présentant les caractéristiques essentielles d'une règle de politique monétaire tout à fait optimale avec engagement. Une telle règle favorisera davantage la stabilité économique si le modèle de la banque centrale est adéquat et si les données sur lesquelles ce dernier repose sont exactes. Néanmoins, comme on le verra ci-après, elle pourrait donner de piètres résultats si l'une de ces conditions préalables, ou les deux, n'est pas satisfaite.

Formes d'incertitude auxquelles sont confrontées les banques centrales

Nous examinerons ici les quatre principales formes d'incertitude économique auxquelles peuvent être confrontées les autorités et leur incidence propre sur l'efficacité des règles de politique monétaire.

Incertitude inhérente aux chocs

Dans la pratique, une règle de politique monétaire n'est que l'une des équations du modèle que la banque centrale utilise pour décrire l'économie. Un modèle de ce genre comporte aussi, dans sa plus simple expression, des équations régissant le comportement des variables intervenant dans la règle, notamment l'inflation et l'écart de production. Combinées, ces équations forment un système autonome qui peut servir à simuler la trajectoire temporelle du taux directeur compatible avec les perspectives d'inflation, et inversement.

Quel que soit leur degré de sophistication, les modèles économiques fournissent, par construction, une image simplifiée de la réalité économique (Coletti et Murchison, 2002). Ils sont conçus pour reproduire les liens entre les ménages, les entreprises, les administrations publiques et la banque centrale jugés les plus importants dans l'ensemble. Néanmoins, l'absence délibérée de nombreux facteurs particuliers signifie que des erreurs de prédiction, désignées sous le nom de « chocs », seront commises par les modèles, d'où une source d'incertitude additionnelle. Pour bien

4 Dans la version actuelle du modèle TOTEM servant aux projections, la valeur optimale des paramètres a été établie comme suit : $\rho = 0{,}95$, $\varphi_\pi = 2{,}0$, $\varphi_y = 0{,}35$, $k = 2$ et $R^* = 4{,}75\ \%$.

cerner l'incidence de l'*incertitude inhérente aux chocs* sur la tenue d'une règle de politique monétaire, il importe de comprendre de quelle manière les paramètres des règles sont établis.

Quel que soit leur degré de sophistication, les modèles économiques fournissent, par construction, une image simplifiée de la réalité économique.

Pour ce qui est des modèles de banque centrale, comme TOTEM, qui appuient l'élaboration des recommandations en matière de politique monétaire, les paramètres de la règle sont normalement choisis de façon à minimiser la fonction de perte prise pour hypothèse[5]. Dans le cas de TOTEM, cette fonction inclut la variance de l'inflation mesurée par l'IPC par rapport à la cible de maîtrise de l'inflation de 2 %, la variance de l'écart de production au sein de l'économie et, enfin, la variance de la variation du taux cible du financement à un jour[6]. La variance de chacune de ces variables endogènes dépend de la structure et de l'étalonnage du modèle, de la règle de politique ainsi que des variances et covariances des chocs représentés dans le modèle, habituellement estimées à l'aide de données historiques. La recherche des paramètres optimaux nécessite d'abord le recours à la matrice de covariance des chocs, conjointement avec le modèle, pour estimer les variances des variables endogènes figurant dans la fonction de perte, puis la sélection de valeurs paramétriques qui réduiront au minimum les pertes projetées.

De manière générale, ces valeurs optimales sont grandement fonction de l'importance relative des divers chocs observés dans le passé ainsi que de leur covariance[7]. Il en est ainsi parce que les règles dites simples doivent sacrifier un peu d'efficacité au profit de la simplicité. Prenons le cas, élémentaire, d'une économie qui n'est touchée que par deux types de chocs : un choc de demande poussant la production et l'inflation dans la même direction et un choc d'offre faisant diverger leur évolution. Supposons également que la banque centrale s'efforce de stabiliser et la production et l'inflation, mais que le taux directeur n'est sensible qu'aux variations de l'inflation. Dans un tel schéma, la réaction optimale à un choc de demande sera plus forte que celle déclenchée par un choc d'offre, puisque les interventions des autorités destinées à contrer un choc d'offre éloignent la production de son niveau potentiel. C'est pourquoi la réaction optimale à l'inflation d'après la règle dépendra de l'incidence relative des chocs de demande et d'offre sur l'économie.

Cet exemple illustre bien à quel point l'efficacité d'une règle simple optimale est liée à la nature des chocs qui frappent l'économie. Si l'importance relative des divers chocs se modifie au fil du temps, une règle simple ne pourra plus donner de résultats optimaux. Dans une règle parfaitement optimale, réagissant de manière optimale à chaque choc, les valeurs des paramètres ne doivent pas dépendre de l'importance relative des divers chocs[8]. Par comparaison à d'autres sources d'incertitude abordées dans le présent article, l'incertitude inhérente aux chocs a ceci de particulier qu'elle réduit la robustesse des règles simples par rapport à celle des règles optimales.

Incertitude inhérente aux données et aux mesures

La plupart des données qui alimentent les modèles économiques, à l'exception de celles concernant l'IPC ou provenant de l'enquête sur la population active canadienne, font périodiquement l'objet de révisions. En règle générale, les chiffres publiés depuis peu sont davantage sujets à modification que les données révisées plusieurs fois déjà. Par conséquent, au moment de formuler sa politique monétaire, la banque centrale doit se rappeler que les données qui lui servent à évaluer l'état actuel de l'économie peuvent comporter beaucoup de bruit (c.-à-d. une forte composante stochastique).

Outre les erreurs que renferment les données émanant des instituts statistiques, il arrive fréquemment que les banques centrales doivent produire des données concernant des variables qui ne sont pas directement mesurables. C'est le cas notamment du niveau tendanciel de la productivité du travail. Statistique Canada publie certes des chiffres sur le niveau effectif de la productivité du travail, mais la Banque doit estimer la tendance sous-jacente, ou composante

5 Cayen, Corbett et Perrier (2006) ainsi que Murchison et Rennison (2006) décrivent en détail la fonction de perte et la règle optimisée actuellement retenues dans le modèle TOTEM.

6 Les poids respectifs de ces trois variances dans la fonction de perte sont de 1, 1 et 0,5.

7 Cayen, Corbett et Perrier (2006) en font la démonstration au moyen de TOTEM.

8 C'est pour cette raison que l'on dit que la règle optimale avec engagement respecte le principe de l'« équivalent certain », selon lequel l'autorité monétaire doit agir de la même façon qu'en univers certain.

permanente, de cette variable, ce qu'elle fait d'ordinaire à l'aide d'un filtre statistique[9]. Comme ce genre de filtre est souvent bilatéral (c.-à-d. que la tendance pour une période donnée est calculée à partir aussi bien des observations passées que futures), sa fiabilité décroît à mesure qu'approche la fin de l'échantillon, à cause de la raréfaction des observations futures contribuant à valider l'estimation.

Lorsqu'elle conçoit une règle optimale de politique monétaire, la banque centrale se montre généralement prudente vis-à-vis des variables dont la mesure est imparfaite. À cet égard, reprenons l'exemple dans lequel la mesure de la productivité tendancielle du travail est entachée de bruit. Comme la production potentielle est calculée à l'aide de cette mesure, on comprend que l'écart de production postulé héritera d'une bonne partie de ce bruit. Supposons maintenant que la banque centrale suive une règle de politique monétaire dont la forme est donnée par l'équation (1), exprimée désormais en fonction du véritable écart de production et de la composante stochastique, ε_t^y, comme suit :

$$R_t = R^* + \varphi_\pi(\pi_t - \pi^T) + \varphi_y\left(\tilde{y}_t + \varepsilon_t^y\right). \qquad (3)$$

Cette nouvelle équation illustre le problème d'information. Si l'autorité monétaire choisit de réagir positivement à l'écart de production (la variable mal mesurée), elle se trouve par mégarde à réagir au bruit et à imprimer au taux d'intérêt des variations indésirables, qui se répercuteront sur l'économie et engendreront des fluctuations inutiles de la production et de l'inflation. Cateau, Desgagnés et Murchison (à paraître) en font la démonstration en se servant de la règle de ciblage de l'inflation incluse dans TOTEM. Les résultats qu'ils obtiennent sont reproduits au **Tableau 1**.

Le Tableau comporte trois volets. Le premier illustre le résultat donné par une règle de ciblage de l'inflation optimisée lorsque l'écart de production postulé dans TOTEM a été correctement mesuré; dans le second, on prend pour hypothèse que cet écart est mal mesuré[10]. Les auteurs constatent un accroissement de la volatilité de l'inflation, de l'écart de production et de la variation du taux d'intérêt lorsque les erreurs dans la mesure de l'écart de production ne sont pas prises en compte, d'où une baisse de 12 % de l'efficacité de la règle.

Tableau 1 : Incidence de l'incertitude inhérente aux données

	σ_π	$\sigma_{\tilde{y}_t}$	$\sigma_{\Delta R}$	Perte
Aucune incertitude $R_t = 1{,}09R_{t-1} + 0{,}54\pi_t + 0{,}13\tilde{y}_t$	1,06	1,09	0,55	1
Incertitude non prise en compte $R_t = 1{,}09R_{t-1} + 0{,}54\pi_t + 0{,}13\tilde{y}_t$	1,31	1,10	0,56	+12 %
Incertitude prise en compte $R_t = 1{,}14R_{t-1} + 0{,}61\pi_t + 0{,}08\tilde{y}_t$	1,04	1,25	0,51	+6 %

Bien sûr, une banque centrale ayant conscience de l'inexactitude de l'information dont elle dispose n'est pas tenue de suivre naïvement une règle qui n'est efficace que si aucune incertitude n'entoure les données. En effet, comme l'indique l'équation (3), il est possible, pour l'autorité monétaire, d'atténuer les conséquences du bruit en réagissant moins énergiquement aux variations de l'écart de production données par sa mesure. Le troisième volet du Tableau 1 décrit une règle optimisée qui tient compte de l'existence d'erreurs de mesure de l'écart de production. Comme ce dernier est difficile à estimer correctement, le poids qui lui sera attribué dans la règle retenue sera réduit[11], alors que celui accordé à l'inflation et à l'inertie de la politique sera augmenté. Ce paramétrage accentue la volatilité de l'écart de production, mais il procure une meilleure prise sur l'inflation et l'évolution du taux d'intérêt. Au final, la nouvelle règle diminue de moitié, par rapport à la règle de départ, l'incidence des erreurs de mesure de l'écart de production.

Incertitude des paramètres

Si la théorie peut aider les concepteurs de modèles à cerner la nature de certaines relations économiques, elle ne renseigne guère sur la force précise de ces liens. Par exemple, d'après la théorie économique, les exportations canadiennes vers le marché américain

9 Butler (1996) analyse en détail les estimations des taux de croissance tendanciels de la productivité du travail et du facteur travail qu'utilise la Banque du Canada pour établir sa mesure classique de la production potentielle.

10 Cateau, Desgagnés et Murchison (à paraître) prennent en compte l'incertitude des données en modélisant selon un processus AR(2) les erreurs de mesure obtenues en comparant les valeurs en temps réel et les valeurs révisées de la mesure classique de la production potentielle qu'emploie la Banque du Canada.

11 Ce résultat est conforté par la littérature. Smets (1999) démontre que, lorsque l'erreur de mesure de l'écart de production devient très importante, la valeur du paramètre correspondant à cet écart dans une règle de Taylor efficace tombe à près de zéro. Orphanides (2003), pour sa part, constate que lorsque les erreurs de mesure révélées par les écarts entre les données en temps réel et les données révisées (*ex post*) sont adéquatement prises en compte, les mesures de politique optimales sont plus tempérées qu'elles ne l'auraient été autrement.

seraient stimulées lorsque, toutes choses égales par ailleurs, la monnaie canadienne se déprécie en termes réels par rapport à la devise américaine, son recul ayant pour effet d'augmenter la compétitivité des biens fabriqués au Canada. On ignore cependant l'ampleur de la réaction des exportations, qui devra donc être estimée à partir de données historiques. Cette estimation sera sujette à l'incertitude induite par l'échantillonnage quand bien même le fondement théorique serait valide. Voilà pourquoi les autorités doivent traiter les paramètres de leur modèle comme des variables aléatoires assorties d'une certaine distribution sous-jacente, plutôt que comme des grandeurs connues bien arrêtées.

Sous cet angle, il est naturel de s'interroger sur ce qui distingue l'incertitude des paramètres de l'incertitude qui procède des chocs, puisque ces chocs correspondent aussi, dans le modèle, à des variables aléatoires. La différence essentielle tient au fait que les paramètres des modèles interagissent avec les variables endogènes et sont, de ce fait, entrés sous la forme d'un produit, tandis que les chocs ne font que s'additionner. Ainsi, lorsque les valeurs optimales des paramètres d'une règle simple de politique monétaire dépendent des variances *relatives* des chocs modélisés, les variances absolues importent peu[12]. Si l'on assimile en revanche les paramètres du modèle à des variables aléatoires, alors les variances absolues ont leur importance.

Examinons l'exemple célèbre fourni par Brainard (1967). L'inflation y a une relation linéaire avec l'instrument de la politique monétaire, la demande subit un choc exogène u_t (π_t est égal à $-\theta R_t + u_t$) et la banque centrale cherche à minimiser la variance de l'inflation. Quand aucune incertitude ne plane sur les paramètres, la règle optimale fixe le taux d'intérêt à $(1/\theta)u_t$ pour chaque période, et l'inflation est parfaitement stabilisée à zéro période après période. Par contre, si le paramètre qui relie l'instrument à la cible n'est pas connu avec certitude, le modèle qu'emploie la banque centrale sera caractérisé par l'équation suivante :

$$\pi_t = -(\theta - \varepsilon)R_t + u_t = -\theta R_t + u_t + R_t\varepsilon,$$

où ε est une variable aléatoire. De fait, le modèle comporte désormais deux chocs, dont le second est affecté d'un multiplicateur, le taux d'intérêt nominal. Si la banque centrale met en œuvre la politique que nous avons analysée plus haut, l'inflation aura une variance trop forte. La règle optimale qui rend compte de l'incertitude des paramètres est exprimée, dans cette illustration, par $[\theta/(\theta^2 + \sigma_\varepsilon^2)]u_t$, où σ_ε^2 désigne la variance de ε. Plus le degré d'incertitude autour des paramètres est élevé, plus le coefficient optimal de réaction décroît dans la règle. Il s'agit là du « principe de conservatisme de Brainard » (Blinder, 1998).

Outre le flou qu'elle fait peser sur les relations entre les variables observées (comme l'inflation et le taux directeur), l'incertitude des paramètres rend également difficile de mesurer avec certitude le niveau de variables inobservées déterminées par le modèle. Par exemple, dans TOTEM, le coût marginal réel de production au sein du secteur des biens de consommation est le principal facteur à l'origine de l'évolution de l'inflation mesurée par l'indice de référence (Murchison et Rennison, 2006). Statistique Canada ne fournissant aucune mesure du coût marginal réel, celui-ci est calculé à l'intérieur de TOTEM. Ses propriétés se trouvent donc influencées par la structure et le paramétrage du modèle. Dès lors, l'incertitude qui entoure les paramètres cause un surcroît d'incertitude à l'égard de l'évolution à venir de l'inflation du fait de son incidence sur le coût marginal.

Enfin, chaque fois qu'une règle de politique monétaire réagit à une prévision de l'inflation (ou de toute autre variable), son efficacité se verra influencée par l'incertitude des paramètres, étant donné que la prévision sera moins précise. Cette incertitude peut donc être interprétée comme une source de bruit dans la prévision de l'inflation, jouant en cela le même rôle que l'incertitude liée aux mesures (voir l'équation 3) et diminuant la fiabilité des prévisions aux fins de la conduite de la politique monétaire. En définitive, la décision de réagir à l'inflation courante ou à l'inflation projetée dépendra, si les paramètres sont dénués d'incertitude, du résultat de l'évaluation des avantages que procure un comportement prospectif par rapport aux inconvénients de l'intégration de bruit supplémentaire dans la règle de politique[13].

Cateau, Desgagnés et Murchison (à paraître) calculent pour TOTEM des règles optimisées dans lesquelles le niveau du taux directeur est établi en fonction de

12 Un peu plus complexe sur le plan technique, le produit de la matrice des covariances des chocs par un facteur scalaire ne modifiera pas les valeurs optimales des paramètres associées à une règle simple, car ce produit ne change pas la variance relative des variables endogènes présentes dans la fonction de perte de la banque centrale.

13 Les bénéfices que confère l'adoption d'une vision prospective de la politique monétaire dépendent de la vitesse de transmission de celle-ci. Toutes choses égales par ailleurs, plus les mesures de politique monétaire sont transmises rapidement à la production et à l'inflation, moins il est nécessaire d'avoir un point de vue prospectif.

Tableau 2 : Robustesse de règles optimisées axées sur l'inflation prévue (IP) et le niveau des prix prévu (NPP)

Règle de référence	Règle IP	Règle NPP	Règle optimale avec engagement
Sans incertitude des paramètres			
Efficacité $\frac{perte\ (règle\ j)}{perte\ (règle\ IP)} - 1$	1	4,3 %	11,4 %
Avec incertitude des paramètres			
Robustesse $\frac{E\ perte\ (règle\ j \mid avec\ incertitude)}{perte\ (règle\ j \mid sans\ incertitude)} - 1$	+80 %	+81 %	+142 %
Efficacité moyenne globale $\frac{E\ perte\ (règle\ j \mid avec\ incertitude)}{E\ perte\ (règle\ IP \mid avec\ incertitude)} - 1$	1	3,4 %	+21 %

l'inflation prévue ou du niveau des prix projeté et comparent leur efficacité à celle de la règle entièrement optimale avec engagement[14]. Ils évaluent ensuite leur robustesse devant l'incertitude des paramètres, en analysant les résultats obtenus lorsque les paramètres structurels qui caractérisent en réalité le comportement des agents privés ne correspondent pas à ceux que supposait l'autorité monétaire au moment d'optimiser les règles **(Tableau 2)**. Les comparaisons de ce genre sont particulièrement pertinentes à l'heure où la Banque du Canada entend mesurer ce que pourrait rapporter, en termes de bien-être, l'abandon de son régime actuel de cibles d'inflation au profit d'une cible fondée sur le niveau des prix[15], d'autant plus que la plupart des recherches consacrées à ce thème n'ont, à ce jour, pas tenu compte de l'incertitude.

Dans la partie supérieure du Tableau 2, nous comparons, du point de vue de leur efficacité, la règle optimisée basée sur l'inflation prévue (IP), celle axée sur le niveau des prix prévu (NPP) et la règle optimale avec engagement dans le cas où les paramètres de TOTEM sont conformes à l'étalonnage de référence.

Sans incertitude autour des paramètres, la règle optimale avec engagement permet un gain d'efficacité de 11,4 % sur la règle IP; de son côté, la règle NPP affiche un gain de 4,3 %.

Les trois auteurs s'attachent ensuite à déterminer comment l'incertitude des paramètres influe sur ces scores, en évaluant la performance de chaque règle de référence à l'issue d'une comparaison faisant intervenir 5 000 configurations aléatoires différentes tirées de la distribution postérieure bayésienne des paramètres estimés. La partie du bas du Tableau livre deux enseignements précieux. Premièrement, comme l'ont souligné récemment Orphanides et Williams (2008), bien que la règle optimale avec engagement soit la meilleure quand les paramètres sont connus, elle apparaît souvent comme la moins robuste en cas d'incertitude. De fait, comparativement aux valeurs enregistrées en l'absence d'incertitude, sa performance se dégrade davantage (de 60 points de pourcentage supplémentaires) que celle des autres règles. En second lieu, si la règle NPP est un peu moins robuste que la règle IP, globalement, elle donne tout de même de meilleurs résultats que celle-ci quand les paramètres sont entachés d'incertitude. Par conséquent, même si le passage d'une cible d'inflation à une cible définie selon le niveau des prix aboutit dans TOTEM à une réduction somme toute modeste de la perte, il importe de signaler que cette diminution résiste à l'incertitude des paramètres[16].

14 Dans la règle optimisée où intervient l'inflation, le taux directeur réagit à l'inflation contemporaine, au taux d'intérêt passé et à l'écart de production. Dans celle axée sur le niveau des prix, le taux directeur réagit au niveau des prix projeté à l'horizon de quatre trimestres, au taux d'intérêt passé et à l'écart de production; cette règle illustre comment un régime de cibles de niveau des prix pourrait être mis en œuvre, puisqu'elle ramène à terme, après un choc, le niveau des prix à la valeur souhaitée. La règle optimale avec engagement est la politique la mieux adaptée au modèle. Il s'agit à dessein d'une règle très complexe dans laquelle intervient chacune des variables qui concourent à l'état de l'économie. Comme, en général, la règle optimale ne dicte pas le renversement total des mouvements du niveau des prix à la suite d'un choc dans TOTEM, elle ne cadre pas tout à fait avec la poursuite d'une cible de niveau des prix.

15 Banque du Canada (2006)

16 Cette observation vaut qu'on s'y attarde, car l'étalonnage de référence de TOTEM laisse très peu de place à une indexation dynamique basée sur les augmentations passées des prix et des salaires. C'est pourquoi les distributions de ces paramètres présentent une asymétrie positive et que la quasi-totalité des risques sont à la hausse. De plus, les travaux réalisés (en voir le panorama dans Ambler, 2009) tendent à montrer que des niveaux accrus d'indexation dynamique (ou un comportement non prospectif) nuisent à l'efficacité des règles NPP.

Incertitude inhérente au modèle

Jusqu'ici, nous avons traité de l'incertitude relative aux chocs sous-jacents à l'origine des fluctuations économiques, de l'incertitude inhérente aux données qu'exploite le modèle utilisé et de l'incertitude entourant les valeurs des paramètres retenues. Qu'en est-il du modèle économique lui-même? Un modèle peut être mal spécifié pour une multitude de raisons. Il peut par exemple reposer sur un paradigme économique moins réaliste qu'escompté (Engert et Selody, 1998); il peut également passer sous silence des relations économiques pertinentes dans les faits, ou encore être construit à partir d'hypothèses simplificatrices qui le rendent plus maniable mais qui sont moins vraisemblables (comme la linéarité). Puisqu'un modèle n'est finalement qu'une seule des représentations possibles du fonctionnement de l'économie, une règle d'intervention bien adaptée à un modèle précis peut donner de piètres résultats avec des modèles différents pourtant plausibles.

Puisqu'un modèle n'est finalement qu'une seule des représentations possibles du fonctionnement de l'économie, une règle d'intervention bien adaptée à un modèle précis peut donner de piètres résultats avec des modèles différents pourtant plausibles.

Côté et autres (2002) analysent l'efficacité de diverses règles simples dans douze modèles de l'économie canadienne. Ils relèvent que les règles simples fondées sur des données observées (c.-à-d. les règles dans lesquelles l'instrument d'intervention réagit aux valeurs contemporaines et passées de variables) ne sont pas très robustes. En particulier, les règles fortement stationnaires entraînent souvent une volatilité élevée de la production et de l'inflation, et elles s'avèrent même instables dans de multiples modèles.

Dernièrement, Tetlow (2010) a évalué l'efficacité de huit règles simples à la lumière des 46 versions du modèle FRB/US — le modèle de l'économie américaine de la Réserve fédérale — employées par le personnel de cette institution pour les projections et le travail d'analyse des politiques réalisés entre juillet 1996 et octobre 2007. L'auteur conclut que l'incertitude inhérente au modèle pose un problème de taille : les propriétés du modèle sont très différentes d'une variante à l'autre, tout comme les règles qui ont été optimisées suivant les versions. En outre, si certaines règles donnent des résultats satisfaisants, de nombreuses autres réputées robustes face à certains types d'incertitude se révèlent peu efficaces devant l'incertitude du modèle en temps réel.

Tout modèle étant susceptible d'être mal spécifié, il ressort des résultats exposés ci-dessus que l'incertitude du modèle peut lourdement peser sur l'efficacité des règles en matière de stabilisation de l'économie. Il importe par conséquent de tenir compte de cette dimension quand on veut élaborer des règles fiables. La prochaine section passe en revue les stratégies suivies récemment pour concevoir des règles aptes à résister à des formes bien déterminées d'incertitude, notamment à l'incertitude du modèle.

Règles robustes

Lorsqu'on conçoit des règles de politique, l'important est de viser une règle robuste, qui se comporte bien en contexte incertain. Pour élaborer une telle règle, il existe deux méthodes. La première consiste à calculer les coefficients optimaux qui permettront de rendre formellement compte d'incertitudes particulières. Ainsi, pour une règle donnée, on évaluera le degré de sensibilité qu'il convient de conférer à l'instrument d'intervention face à chacune des variables de la règle, une fois prises en considération les caractéristiques qui paraissent incertaines. La seconde méthode revient à trouver la forme fonctionnelle (c.-à-d. à choisir les variables auxquelles réagit l'instrument d'intervention) la moins sujette à produire de mauvais résultats sous certaines conditions d'incertitude. Ces approches complémentaires sont souvent conjuguées afin d'aboutir à une règle simple robuste. Dans la section ci-après, nous tenterons de voir comment elles ont permis, ou pourraient permettre, l'élaboration de règles robustes dans les cas d'incertitude étudiés.

Robustesse devant l'incertitude inhérente aux données

Deux grandes méthodes permettent de concevoir des règles efficaces en dépit de l'incertitude associée aux données. La première, que nous avons déjà évoquée, consiste à prendre formellement en compte le fait que les données observées sont entachées de bruit et seront révisées. On lève habituellement la difficulté en modélisant, à l'exemple d'Orphanides (2003), les

écarts de mesure entre les données en temps réel et les données révisées, puis en intégrant les équations obtenues au modèle avant de chercher à optimiser la règle. À condition que les écarts de mesure futurs soient conformes aux écarts passés, la méthode aide les autorités à mettre au point des règles adaptées aux erreurs de mesure susceptibles de se retrouver dans les données.

L'autre moyen consiste à élaborer une règle qui soit insensible aux erreurs de mesure des variables. Orphanides et autres (2000) ainsi qu'Orphanides et Williams (2002) ont critiqué la règle initiale de Taylor parce qu'elle comportait des variables inobservables, comme le taux d'intérêt naturel et la production potentielle (ou le taux de chômage naturel). Vu qu'il n'est pas facile de mesurer en temps réel ce type de variables, Orphanides et Williams proposent des règles où le taux d'intérêt nominal à court terme est formulé en différence et relevé ou abaissé en réaction à l'évolution de l'inflation et de l'activité (variation du chômage ou du rythme d'accroissement de la production). Ces règles ne nécessitent pas une connaissance des taux d'intérêt ou de chômage naturels (ni de la production potentielle), si bien qu'elles sont à l'abri des erreurs de mesure. Orphanides et autres (2000) de même qu'Orphanides et Williams (2002) montrent la supériorité de ces règles sur celles qui sont sensibles au niveau de l'activité économique en présence de bruit dans les données. Reste à savoir comment les règles où le taux directeur intervient en différence se comportent dans les environnements où il existe d'autres sources d'incertitude.

Tetlow (2010) évalue l'efficacité de la règle d'Orphanides et Williams (2002) dans 46 versions du modèle FRB/US utilisées à la Réserve fédérale. L'exercice offre un cadre expérimental idéal pour mesurer la robustesse d'une règle, étant donné qu'il prend en compte l'incertitude du modèle et des paramètres en temps réel dans un modèle destiné à la prise de décision. Tetlow remarque que la règle s'avère robuste en ce qu'elle conserve, une fois optimisée dans le cadre d'une variante déterminée, des propriétés stabilisatrices bénéfiques dans l'ensemble des versions du modèle.

Robustesse devant l'incertitude des paramètres

L'approche bayésienne, qui pose comme hypothèse que les paramètres inconnus proviennent de distributions connues, est la méthode la plus répandue pour formuler une règle qui résiste à l'incertitude inhérente aux paramètres. On détermine d'abord la gamme de valeurs (et les probabilités connexes) que pourraient épouser des paramètres dont les valeurs exactes ne sont pas connues. À partir de là, on peut obtenir une règle robuste en sélectionnant les coefficients qui assureront une minimisation de l'espérance de perte, au vu de la distribution des paramètres. Le **Tableau 3** présente les résultats de Cateau, Desgagnés et Murchison (à paraître), qui calculent, sous une condition d'incertitude des paramètres, des règles IP et NPP robustes pour TOTEM[17].

La partie supérieure du Tableau 3 montre les coefficients des règles IP et NPP optimisées sur la base des valeurs de l'étalonnage de référence de TOTEM. La partie inférieure contient les valeurs obtenues en situation d'incertitude des paramètres pour les versions robustes de ces deux règles. Trois messages importants se dégagent :

1. La règle NPP est plus robuste que la règle IP lorsqu'il y a incertitude des paramètres. L'efficacité globale des deux règles est comparée dans la dernière colonne : la règle NPP accuse une supériorité de 11 points de pourcentage sur la règle IP.
2. Dans TOTEM, l'existence de règles qui résistent à l'incertitude des paramètres conduit à des interventions moins timorées de l'autorité monétaire. Par exemple, la règle NPP robuste appelle des réactions plus vigoureuses aux fluctuations passées du taux d'intérêt et à l'évolution du niveau des prix prévu et de l'écart de production. Le caractère plus énergique des mesures prises par la banque centrale se reflète dans l'écart type non conditionnel du taux d'intérêt, σ_R, qui passe de 1,84 % à 2,04 %. La règle IP robuste, à l'inverse, nécessite des réactions plus modérées face au taux d'intérêt passé et à l'inflation contemporaine, mais plus de fermeté en ce qui concerne l'écart de production. La réaction plus forte que ce dernier suscite domine, au point de rendre l'action de l'autorité monétaire un peu plus énergique

17 Cateau, Desgagnés et Murchison (à paraître) tiennent compte de l'incertitude des paramètres en laissant un groupe de paramètres clés prendre 5 000 valeurs tirées aléatoirement de la distribution postérieure bayésienne des paramètres estimés. Les versions robustes des règles IP et NPP minimisent l'espérance de perte, donnée par la moyenne pondérée des pertes issues des tirages.

Tableau 3 : Règles IP et NPP robustes

$$R_t = \rho R_{t-1} + \varphi_\pi E_t \pi_{t+k} + \varphi_P E_t P_{t+k} + \gamma \bar{y}_t$$

		Coefficients de la règle				Paramètres de référence		Incertitude des paramètres	
Règle j	ρ	φ_π	φ_P	γ	k	σ_R	$\frac{perte\ (règle\ j)}{perte\ (règle\ IP)} - 1$	Robustesse : $\frac{E\ perte\ (règle\ j)}{perte\ (règle\ j)} - 1$	Efficacité globale : $\frac{E\ perte\ (règle\ j)}{perte\ (règle\ IP)} - 1$
Sans incertitude									
Règle IP	1,09	0,54	0	0,13	0	1,48	1	-80 %	-80 %
Règle NPP	0,99	0	0,07	0,17	4	1,84	43 %	-81 %	-73 %
Avec incertitude des paramètres									
Règle IP	1,01	0,46	0	0,14	0	1,56	+1 %	+70 %	-72 %
Règle NPP	1,01	0	0,08	0,21	3	2,04	41 %	+68 %	-61 %

(l'écart type du taux d'intérêt passe de 1,48 % à 1,56 %)[18].

3. Bien que l'emploi de règles robustes de type bayésien permette d'accroître l'efficacité de la politique monétaire en contexte d'incertitude des paramètres, le gain obtenu est mineur. Nous avons comparé la performance moyenne des règles de référence et des règles robustes en présence d'incertitude paramétrique à leur performance hors incertitude (les résultats de la comparaison sont présentés dans l'avant-dernière colonne). Les règles IP et NPP robustes se révèlent d'une efficacité supérieure (+10 et +13 points de pourcentage) à leur règle de référence respective. Elles restent malgré tout responsables d'une perte moyenne importante en situation d'incertitude (qui dépasse respectivement de 70 % et de 68 % la perte qu'entraîne la règle IP de référence dans un contexte dénué d'incertitude). Cependant, cette augmentation de la perte moyenne tient peut-être aussi au fait que, dans l'ensemble, il est plus difficile d'agir sur l'inflation et l'écart de production dans les versions du modèle étalonnées différemment.

Le troisième résultat illustre l'un des défauts de l'approche bayésienne quand elle sert à formuler des règles robustes. Le principe de base de cette approche est de moduler la règle d'intervention pour qu'elle fonctionne au mieux parmi les configurations de paramètres les plus probables, autrement dit parmi celles qui sont dotées des coefficients de probabilité les plus élevés. La méthode permet d'arriver à une règle bien adaptée aux configurations les plus plausibles, mais dont l'efficacité laisse à désirer dans les cas de figure plus extrêmes.

L'approche du scénario le plus pessimiste propose une démarche différente qui offre davantage de robustesse dans les configurations extrêmes de paramètres. Giannoni (2002) présente par exemple une méthode qui ne demande pas une connaissance de la distribution des paramètres inconnus. L'autorité monétaire connaît uniquement les bornes de chaque paramètre et s'emploie à trouver des règles robustes qui minimisent, à l'intérieur de ces bornes, la perte qui résulterait de l'étalonnage le plus défavorable. D'après Giannoni, la banque centrale désireuse d'atténuer l'effet de l'incertitude des paramètres dans un nouveau modèle keynésien type préférera des règles de Taylor qui sont plus sensibles tant à l'évolution de l'inflation qu'à celle de l'écart de production.

Les deux approches ont leur utilité quand il s'agit de distinguer les variantes robustes d'une règle particulière. Levin et autres (2006) s'appuient sur un modèle aux fondements microéconomiques pour évaluer l'efficacité de règles simples en présence d'incertitude paramétrique. La bonne tenue de la règle optimale se trouve presque reproduite par une règle opérationnelle simple qui est sensible au taux d'intérêt passé

18 Edge, Laubach et Williams (2010) notent également que l'incertitude intrinsèque des paramètres mène à une politique plus vigoureuse dans un modèle aux fondements microéconomiques. L'incertitude liée aux paramètres structurels de leur modèle rend incertains les taux de production et d'intérêt « naturels » implicites. En présence d'incertitude des paramètres, les règles optimales à la Taylor se révèlent moins sensibles à l'écart de production mais plus sensibles au taux d'inflation qu'elles ne le seraient sans ce type d'incertitude. Mais comme la réaction à l'évolution de l'inflation est prépondérante, les mesures prises par la banque centrale sont plus énergiques.

et vise uniquement à stabiliser la progression des salaires nominaux. Cette règle de stabilisation salariale résiste à l'incertitude entourant les paramètres structurels et est robuste face à une série d'hypothèses sur la nature et la fréquence des chocs. Cependant, l'efficacité de la règle dépend de la spécification des contrats salariaux sur le marché du travail. Lorsque les concepteurs du modèle optent pour des contrats à la Taylor plutôt qu'à la Calvo, la règle de stabilisation salariale s'avère moins efficace que des règles sensibles à l'inflation et à l'évolution de variables de l'économie réelle. Par conséquent, la robustesse de telles règles est étroitement liée à la structure du marché du travail et au mode de détermination des salaires sur ce marché.

Robustesse devant l'incertitude du modèle

Il y a deux grandes méthodes pour formuler des règles qui résistent à l'incertitude du modèle. Dans la première, la banque centrale examine les différents modèles envisagés (p. ex., des modèles renvoyant à des paradigmes distincts du mécanisme de transmission de la politique monétaire) et retient les stratégies qui se révèlent efficaces dans l'ensemble (Brock, Durlauf et West, 2007) ou adaptées aux scénarios les plus sombres. Cateau (2007) propose un cadre décisionnel dans lequel l'autorité monétaire choisit sa règle d'intervention à l'issue de l'examen d'un éventail de modèles non imbriqués. Il opère une distinction entre deux catégories de risques : le risque intrinsèque d'un modèle (risque attribuable à la nature stochastique du modèle) et le risque intermodèle (risque découlant de la prise en compte de modèles divers). Cateau établit que l'aversion de la banque centrale pour le risque intermodèle détermine à quel point celle-ci voudra échanger des résultats globalement satisfaisants contre de la robustesse : plus son aversion pour ce risque sera élevée, plus elle recherchera la robustesse. Lorsque l'autorité monétaire souhaite davantage de robustesse, elle adopte des règles de Taylor moins réactives, conformes aux règles qu'ont permis d'estimer les données.

Levin, Wieland et Williams (2003) comparent l'efficacité de règles variées fondées soit sur les données observées, soit sur des prévisions. Leur ambition est de trouver une règle susceptible de bien se comporter au sein de chacun des cinq modèles de l'économie américaine qu'ils étudient. La règle qui ressort gagnante de la comparaison réagit à l'inflation prévue à un horizon de moins d'un an ainsi qu'à l'écart de production et suppose aussi un fort degré d'inertie.

La seconde approche consiste à choisir une règle qui ne soit pas affectée par les erreurs de spécification du modèle de référence de la banque centrale. Selon cette approche, l'autorité monétaire sait que son modèle est peut-être mal spécifié, ce dernier n'étant que le reflet incomplet du véritable modèle, qu'elle ne connaît pas. Plus précisément, des variables explicatives importantes pourraient manquer dans la dynamique formalisée, comme chez Hansen et Sargent (2008), ou bien des paramètres qui interviennent dans la relation entre plusieurs variables pourraient ne pas être connus, comme chez Onatski et Stock (2002). L'autorité monétaire compose alors avec de telles erreurs de spécification en choisissant sa règle de politique en fonction du plus défavorable des modèles plausibles. Pour Sargent (1999), Onatski et Stock (2002) ou Tetlow et von zur Muehlen (2001), les règles robustes sont en fait plus réactives que celles que l'on obtient si l'on ne tient pas compte des erreurs de spécification.

Conclusion

La politique monétaire se révèle être le plus efficace lorsque le grand public comprend bien les objectifs de la banque centrale, ainsi que les moyens d'y parvenir, et les jugent crédibles. Pour cela, il faut que la banque centrale explique clairement ses visées et, en outre, réagisse à l'évolution économique d'une manière prévisible, avec une constance aisément explicable.

Depuis le travail de Taylor (1993), les chercheurs universitaires et les banquiers centraux se servent de plus en plus de règles simples pour guider la formulation de la politique monétaire. Ces règles ont l'avantage d'être plus commodes à expliquer au public que les règles de nature plus complexe et, du fait de leur simplicité, promettent de rendre la politique monétaire plus intelligible et prévisible. Mais quelle règle simple la banque centrale devrait-elle utiliser? Les multiples incertitudes qu'elle doit surmonter compliquent le choix et la formulation d'une règle simple.

Les résultats que nous avons analysés laissent voir que l'incertitude a une incidence non négligeable sur l'efficacité des règles simples. Bien que celles-ci s'avèrent supérieures à des règles plus complexes dans un environnement incertain, leur efficacité reste sujette à une détérioration marquée. Il apparaît donc essentiel de définir les règles sans oublier l'incertitude, afin qu'elles aient un comportement satisfaisant dans chaque état du monde.

Notre travail avec le modèle TOTEM nous permet de penser qu'une règle fondée sur une prévision du niveau des prix résiste mieux à l'incertitude qu'une règle qui réagit à l'inflation projetée.

Notre travail avec le modèle TOTEM nous permet de penser qu'une règle fondée sur une prévision du niveau des prix résiste mieux à l'incertitude qu'une règle qui réagit à l'inflation projetée. S'il faut convenir que cette question appelle des approfondissements, les résultats tendent toutefois à indiquer que la protection accrue procurée par les cibles de niveau des prix contre les effets de l'incertitude économique pourrait jouer en leur faveur, au détriment des cibles d'inflation. Enfin, d'autres règles proposées dans la littérature et reconnues pour leur robustesse, dont une règle qui relie la variation du taux d'intérêt à la croissance de la production et une règle de stabilisation des salaires, méritent d'être étudiées plus avant.

Ouvrages et articles cités

Ambler, S. (2009). « Cible de niveau des prix et politique de stabilisation : tour d'horizon », *Revue de la Banque du Canada*, printemps, p. 21-33.

Banque du Canada (2006). *Reconduction de la cible de maîtrise de l'inflation : note d'information*, Ottawa, Banque du Canada.

Blinder, A. S. (1998). *Central Banking in Theory and Practice*, Cambridge (Massachusetts), MIT Press.

Brainard, W. (1967). « Uncertainty and the Effectiveness of Policy », *The American Economic Review*, vol. 57, n° 2, p. 411-425.

Brock, W. A., S. N. Durlauf et K. D. West (2007). « Model Uncertainty and Policy Evaluation: Some Theory and Empirics », *Journal of Econometrics*, vol. 136, n° 2, p. 629-664.

Butler, L. (1996). *The Bank of Canada's New Quarterly Projection Model Part 4: A Semi-Structural Method to Estimate Potential Output: Combining Economic Theory with a Time-Series Filter*, rapport technique n° 77, Banque du Canada.

Cateau, G. (2007). « Monetary Policy under Model and Data-Parameter Uncertainty », *Journal of Monetary Economics*, vol. 54, n° 7, p. 2083-2101.

Cateau, G., H. Desgagnés et S. Murchison (à paraître). *Robustness of Policy Rules*, document de travail, Banque du Canada.

Cayen, J.-P., A. Corbett et P. Perrier (2006). *An Optimized Monetary Policy Rule for ToTEM*, document de travail n° 2006-41, Banque du Canada.

Clarida, R., J. Gali et M. Gertler (2000). « Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 115, n° 1, p. 147-180.

Coletti, D., et S. Murchison (2002). « Le rôle des modèles dans l'élaboration de la politique monétaire », *Revue de la Banque du Canada*, été, p. 21-29.

Côté, D., J.-P. Lam, Y. Liu et P. St-Amant (2002). « Le rôle des règles simples dans la conduite de la politique monétaire au Canada », *Revue de la Banque du Canada*, été, p. 31-40.

Edge, R. M., T. Laubach et J. C. Williams (2010). « Welfare-Maximizing Monetary Policy under Parameter Uncertainty », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 25, n° 1, p. 129-143.

Ouvrages et articles cités (suite)

Engert, W., et J. Selody (1998). *Uncertainty and Multiple Paradigms of the Transmission Mechanism*, document de travail n° 98-7, Banque du Canada.

Giannoni, M. P. (2002). « Does Model Uncertainty Justify Caution? Robust Optimal Monetary Policy in a Forward-Looking Model », *Macroeconomic Dynamics*, vol. 6, n° 1, p. 111-144.

Hansen, L. P. , et T. J. Sargent (2008). *Robustness*, Princeton (New Jersey), Princeton University Press.

Levin, A. T., A. Onatski, J. C. Williams et N. Williams (2006). « Monetary Policy under Uncertainty in Micro-Founded Macroeconometric Models », *NBER Macroeconomics Annual 2005*, sous la direction de M. Gertler et K. Rogoff, Cambridge (Massachusetts), MIT Press, p. 229-287.

Levin, A., V. Wieland et J. C. Williams (2003). « The Performance of Forecast-Based Monetary Policy Rules under Model Uncertainty », *The American Economic Review*, vol. 93, n° 3, p. 622-645.

Murchison, S., et A. Rennison (2006). *ToTEM: The Bank of Canada's New Quarterly Projection Model*, rapport technique n° 97, Banque du Canada.

Onatski, A., et J. H. Stock (2002). « Robust Monetary Policy under Model Uncertainty in a Small Model of the U.S. Economy », *Macroeconomic Dynamics*, vol. 6, n° 1, p. 85-110.

Orphanides, A. (2003). « Monetary Policy Evaluation with Noisy Information », *Journal of Monetary Economics*, vol. 50, n° 3, p. 605-631.

Orphanides, A., R. D. Porter, D. Reifschneider, R. Tetlow et F. Finan (2000). « Errors in the Measurement of the Output Gap and the Design of Monetary Policy », *Journal of Economics and Business*, vol. 52, n°s 1-2, p. 117-141.

Orphanides, A., et J. C. Williams (2002). « Robust Monetary Policy Rules with Unknown Natural Rates », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 2, p. 63-118.

——— (2008). « Learning, Expectations Formation, and the Pitfalls of Optimal Control Monetary Policy », *Journal of Monetary Economics*, vol. 55, supplément 1, p. S80-S96.

Sargent, T. J. (1999). « Comment », *Monetary Policy Rules*, sous la direction de J. B. Taylor, Chicago, The University of Chicago Press et National Bureau of Economic Research, p. 144-154.

Smets, F. (1999). « Output Gap Uncertainty: Does It Matter for the Taylor Rule? », *Monetary Policy under Uncertainty*, sous la direction de B. Hunt et A. Orr, Wellington, Banque de réserve de Nouvelle-Zélande, p. 10-29.

Svensson, L. E. O. (1999). « Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule », *Journal of Monetary Economics*, vol. 43, n° 3, p. 607-654.

Taylor, J. B. (1993). « Discretion versus Policy Rules in Practice », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 39, p. 195-214.

Tetlow, R. J. (2010). *Real-time Model Uncertainty in the United States: 'Robust' Policies Put to the Test*, Conseil des gouverneurs de la Réserve fédérale, coll. « Finance and Economics Discussion », n° 2010-15.

Tetlow, R. J., et P. von zur Muehlen (2001). « Robust Monetary Policy with Misspecified Models: Does Model Uncertainty Always Call for Attenuated Policy? », *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 25, n°s 6-7, p. 911-949.

Woodford, M. (1999). *Optimal Monetary Policy Inertia*, document de travail n° 7261, National Bureau of Economic Research.

Un passé incertain : les révisions statistiques et la politique monétaire au Canada

*Greg Tkacz, département des Analyses de l'économie canadienne**

- *Les autorités responsables de la politique monétaire évaluent la situation actuelle de l'économie à l'aide de données macroéconomiques publiées par Statistique Canada, telles que les taux de croissance de la consommation et du PIB. Toutefois, la diffusion de ces chiffres accuse forcément un décalage, de sorte que les observations passées sont sujettes à des révisions. Cette incertitude complique le travail des prévisionnistes et des décideurs publics.*
- *Ces dernières années, les économistes ont tenté de cerner l'incertitude inhérente aux estimations initiales en analysant la nature des révisions qui y sont apportées. Ce type d'analyse est aujourd'hui possible au Canada grâce aux nouvelles bases de données dans lesquelles sont conservées les statistiques publiées successivement.*
- *Les révisions appliquées au taux de croissance du PIB sont, en moyenne, généralement moins prononcées au Canada que dans plusieurs grands pays de l'OCDE, et aussi un peu moins volatiles.*
- *La révision des taux de croissance tend à être plus marquée dans le cas des composantes du PIB que dans celui du PIB lui-même, ce qui complique l'analyse et la prévision de ces composantes. L'expansion des exportations et des importations fait souvent l'objet des révisions les plus importantes.*
- *Les révisions statistiques peuvent influer sur les décisions de politique monétaire à plus d'un égard. Dans cet article, nous abordons des questions que les analystes, les chercheurs et les décideurs pourraient devoir affronter.*

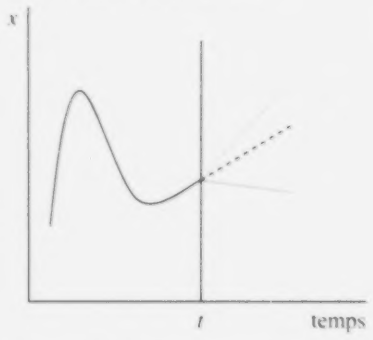
Le prévisionniste économique doit composer avec deux réalités auxquelles ses collègues travaillant dans d'autres domaines ne sont pas nécessairement confrontés : 1) les délais de publication des données de la période en cours; 2) les révisions apportées aux données antérieures. Les chiffres des comptes nationaux paraissent environ deux mois après la fin de chaque trimestre. Le prévisionniste qui cherche à établir la trajectoire *future* des variables en question est donc rarement certain de leur valeur effective *au moment présent*. Cette difficulté a mené au développement d'un domaine spécialisé de la prévision économique, la *prévision en temps réel*, que nous décrivons plus en détail ci-après. Le prévisionniste doit également prendre en compte les révisions parfois non négligeables appliquées aux observations passées de variables clés, ce qui a une incidence sur l'estimation des modèles économiques et les prévisions qui en sont issues. Si, par exemple, le taux de croissance du produit intérieur brut (PIB) du trimestre précédent est révisé à la baisse de un point de pourcentage, le prévisionniste qui suit cette variable devra sans doute réviser ses pronostics.

Le prévisionniste économique se trouve donc en présence de trois formes d'incertitude liées au temps, selon que cette incertitude se rapporte au passé, au présent ou à l'avenir. Les **graphiques 1a** et **1b** illustrent l'effet de ces trois strates d'incertitude sur l'évolution d'une variable arbitraire x. Considérons un prévisionniste qui, au temps t, doit déterminer la trajectoire future de x. Dans le Graphique 1a, on pose l'hypothèse qu'il connaît avec certitude la valeur

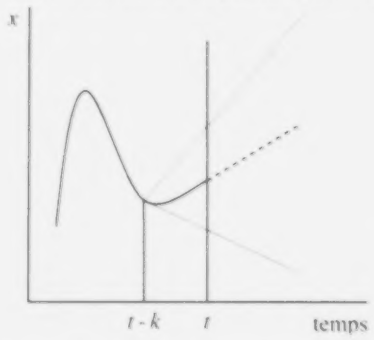
* L'auteur remercie Bob Fay, Sharon Kozicki, Robert Lafrance, John Murray et Simon van Norden pour leurs précieux commentaires. Tous les points de vue exprimés dans le présent article sont ceux de l'auteur et ne reflètent pas nécessairement ceux de la Banque du Canada.

Graphiques 1a et 1b : Formes d'incertitude liées au temps

a. Incertitude entourant l'avenir



b. Incertitude entourant le passé, le présent et l'avenir



courante de x (comme dans le cas du prix d'un actif financier ou d'un produit de base). La trajectoire prévue de la variable est représentée par le trait discontinu. L'incertitude associée à cette prévision est décrite arbitrairement par les deux traits pointillés, qui délimitent l'intervalle de confiance. En général, mais pas toujours, l'intervalle de confiance s'élargit à mesure que l'horizon de prévision s'allonge.

Dans le Graphique 1b, la variable x n'est pas directement observable au moment où la prévision doit être produite, d'où l'existence d'un intervalle de confiance au temps t. Il est aussi possible que les valeurs récentes de la variable soient révisées. Ainsi sont sujettes à révision toutes les variables telles que celles de la comptabilité nationale (PIB, consommation, investissements des entreprises, etc.) et les agrégats de la monnaie et du crédit. Le temps $t - k$ correspond au moment où la variable x ne peut plus faire l'objet de révisions, de sorte que les observations antérieures au temps $t - k$ peuvent être tenues pour certaines[1]. Le prévisionniste qui suit une telle variable est donc aux prises avec un plus grand nombre de strates d'incertitude que celui qui surveille des variables mesurées avec précision, ce qui, tous facteurs égaux par ailleurs, a pour effet d'élargir les intervalles de confiance entourant les pronostics.

Dans l'article qui suit, nous abordons l'incertitude liée au présent et à l'avenir, et nous étudions plus en profondeur l'incertitude se rapportant au passé et les techniques utilisées par les économistes pour tenter d'y remédier. (Ces derniers connaissent depuis longtemps les défis que posent les révisions statistiques mais, faute de bases de données sur les estimations successives des variables économiques, ils ont dû attendre jusqu'à tout récemment avant de pouvoir examiner la question de près.) Nous concluons par une analyse des moyens auxquels les autorités peuvent avoir recours pour prendre en compte l'incertitude inhérente aux données du passé dans la conduite de la politique monétaire.

Les économistes connaissent depuis longtemps les défis que posent les révisions statistiques mais, faute de bases de données sur les estimations successives des variables économiques, ils ont dû attendre jusqu'à tout récemment avant de pouvoir examiner la question de près.

L'incertitude liée au temps

Le caractère incertain de l'avenir

La plupart des percées qui ont été réalisées dans le domaine de la prévision économique visaient à résoudre la question de l'incertitude liée à l'avenir. Conscients du fait que les prévisions ponctuelles

1 Campbell et Murphy (2006) font remarquer que les chiffres des comptes nationaux peuvent être révisés plusieurs années après leur publication initiale, le plus souvent en raison de changements apportés à la méthode de mesure des variables. Les révisions des données récentes reflètent généralement l'arrivée de renseignements nouveaux à Statistique Canada et permettent de mieux estimer le niveau de l'activité économique. Voir l'**annexe** pour plus de précisions sur la fréquence des révisions.

n'ont qu'un intérêt limité si l'on ne connaît pas l'incertitude qui les entache, les prévisionnistes économiques ont cherché à mieux quantifier leurs estimations de cette incertitude. Depuis quelques années, des méthodes ont été élaborées afin d'établir et d'évaluer des prévisions de densité, c'est-à-dire des prévisions portant sur l'ensemble de la distribution de probabilité d'une variable donnée. Cette technique de prévision permet de calculer aisément la probabilité que la variable se situe à l'intérieur d'un certain intervalle.

À titre d'illustration, Li et Tkacz (2006) montrent comment des prévisions de densité peuvent être produites pour le taux d'inflation de la période subséquente au Canada. Dans la mesure où la Banque du Canada désire maintenir ce taux au centre d'une fourchette cible de 1 à 3 %, il est utile de savoir quelles sont les probabilités que l'inflation s'écarte de cet intervalle. Le **Tableau 1** donne les résultats obtenus par Li et Tkacz.

Les prévisions de densité révèlent qu'au cours de la période considérée, la probabilité que le taux d'inflation se situe à l'intérieur de la fourchette cible est de 97 %, la probabilité qu'il dépasse cette fourchette étant légèrement supérieure à la probabilité qu'il y soit inférieur.

Tableau 1 : Prévisions de densité du taux d'inflation pour différents intervalles

Fourchette d'inflation	< 1 %	De 1 à 2 %	De 2 à 3 %	> 3 %	De 1 à 3 %
Probabilité	0,007	0,487	0,485	0,021	0,971

Source : Li et Tkacz (2006), Tableau 4

Le caractère incertain du présent

Nombre de variables économiques, comme le PIB, ne sont pas directement observables et doivent donc être estimées par Statistique Canada. Elles le sont à partir des résultats de diverses enquêtes et de variables qui portent sur tous les secteurs d'activité. En raison du temps requis pour réunir tous ces renseignements, les statistiques se rapportant à un trimestre donné ne paraissent qu'environ deux mois après la fin de ce trimestre. Ainsi, les chiffres du premier trimestre, qui prend fin le 31 mars, ne sont accessibles que vers le 31 mai, alors que le deuxième trimestre est déjà bien avancé. Pour produire des pronostics sur le PIB à un moment quelconque au cours du deuxième trimestre, les prévisionnistes ne disposent, au mieux, que de données allant jusqu'au trimestre précédent. Ils ont donc recours à une *prévision en temps réel* pour établir la valeur courante de variables économiques. Les analystes qui élaborent des prévisions en temps réel s'appuient sur des indicateurs coïncidents, c'est-à-dire des variables qui sont corrélées avec les variations de la croissance du PIB, mais qui sont disponibles plus rapidement. Nunes (2005) offre un exemple récent d'étude sur la prévision en temps réel de la croissance du PIB, mais les travaux visant à cerner les indicateurs coïncidents de l'activité économique remontent à Burns et Mitchell (1946), qui ont classifié des centaines de variables en tant qu'indicateurs avancés ou coïncidents.

En règle générale, les analystes peuvent juger de l'état de l'économie avant la sortie des statistiques officielles sur la croissance du PIB en surveillant l'évolution des variables pour lesquelles les délais de publication sont plus courts, telles que l'emploi, les mises en chantier et les indices du secteur manufacturier. Les renseignements ainsi recueillis peuvent être utilisés pour conseiller les décideurs publics avant la parution des chiffres des comptes nationaux.

Le caractère incertain du passé

Cette forme d'incertitude est associée aux révisions qui interviennent après la publication des premières estimations. Les révisions statistiques ne sont pas une réalité nouvelle pour les économistes (voir par exemple Stekler, 1967), mais ce n'est que depuis quelques années que ceux-ci déploient des efforts soutenus afin de mieux en comprendre le processus. Cela tient principalement au fait que l'on ne conserve pas l'historique des données. Ainsi, lorsque Statistique Canada publie ses chiffres les plus récents sur le PIB, il diffuse simultanément des révisions de ses estimations antérieures. La nouvelle série se trouve donc à remplacer l'ancienne dans la base de données, de sorte que les chercheurs, à moins d'avoir sauvegardé systématiquement les séries précédentes, sont dans l'impossibilité d'analyser le processus de révision.

À un certain moment, les chercheurs ont décidé de bâtir leurs propres bases de données historiques en numérisant les séries diffusées dans les publications papier antérieures des organismes statistiques. Aux États-Unis, des efforts en ce sens ont été pilotés par la Banque fédérale de réserve de Philadelphie[2] et la Banque fédérale de réserve de St. Louis, laquelle tient une vaste base de données en temps réel pour le pays appelée familièrement ALFRED (ArchivaL Federal Reserve Economic Data). Par la suite, d'autres

2 Voir la base de données élaborée par Croushore et Stark (2001).

pays ont mis sur pied des bases de données similaires, qui sont dites *en temps réel* parce qu'elles contiennent les données telles qu'elles ont été publiées à chaque date de diffusion.

Récemment, Campbell et Murphy (2006) ont lancé un projet de construction d'une base de données en temps réel pour le Canada et, depuis quelques années, l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) tient des statistiques en temps réel pour ses pays membres. Par ailleurs, Keshishbanoosy et autres (2008) décrivent le contenu d'une base de données en temps réel sur les agrégats canadiens de la monnaie et du crédit.

Maintenant qu'ils peuvent consulter les estimations successives des chiffres de la comptabilité nationale, les économistes peuvent commencer à quantifier l'incertitude qui entoure les estimations initiales des variables et, de ce fait, déterminer les intervalles de confiance pour les données antérieures, comme il est illustré au Graphique 1b. Certains étudient également si le processus de révision est prévisible, ce qui permettrait de réduire l'incertitude associée aux révisions statistiques[3]. Par exemple, Galbraith et Tkacz (2007) constatent que les transactions par carte de débit peuvent aider à prévoir les révisions qui seront apportées au taux de croissance du PIB jusqu'à quatre trimestres en amont.

Les révisions statistiques des comptes nationaux

Cette section présente des statistiques descriptives actualisées sur le processus de révision des données de la comptabilité nationale au Canada, fournissant ainsi quelques estimations du degré d'incertitude qui caractérise le passé. L'accent est mis sur le taux de croissance trimestriel annualisé du PIB ou de l'une de ses composantes (dépenses de consommation, investissements des entreprises, dépenses publiques, exportations et importations).

La première estimation du niveau du PIB réel, ou de l'une de ses composantes, au temps t est notée $x_{1,t}$; $x_{2,t}$ désigne la deuxième estimation de cette variable.

La première estimation du taux de croissance trimestriel annualisé est calculée comme suit :

$$\dot{x}_{1,t} = \ln \frac{x_{1,t}}{x_{2,t-1}} \times 400, \qquad (1)$$

où ln désigne le logarithme naturel. Il convient de noter que la première estimation du taux de croissance trimestriel annualisé du PIB au cours d'une période donnée est calculée à partir de la première estimation du niveau du PIB pour la période en cours et de la deuxième estimation de ce niveau pour la période précédente. En guise d'exemple, le taux de croissance annualisé de 0,3 % pour le troisième trimestre de 2009 est fonction de la première estimation du niveau du PIB pour ce trimestre (temps t) et de la deuxième estimation de ce niveau pour le deuxième trimestre de 2009 (temps $t-1$).

Selon cette logique, la deuxième estimation du taux de croissance trimestriel annualisé pour la période t se calcule comme suit :

$$\dot{x}_{2,t} = \ln \frac{x_{2,t}}{x_{3,t-1}} \times 400, \qquad (2)$$

et ainsi de suite. Si les chiffres antérieurs ne subissaient aucune révision, les taux de croissance initial et ultérieur demeureraient inchangés, soit $\dot{x}_{2,t} - \dot{x}_{1,t} = 0$, de sorte qu'il n'y aurait aucune incertitude à l'égard du passé. Or, à mesure que de nouveaux renseignements deviennent disponibles, l'organisme statistique révise ses estimations antérieures du PIB et de ses composantes, ce qui se répercute sur les taux de croissance estimatifs. Cela peut s'avérer particulièrement important dans les cas où la croissance économique stagne et où il y a une possibilité de récession.

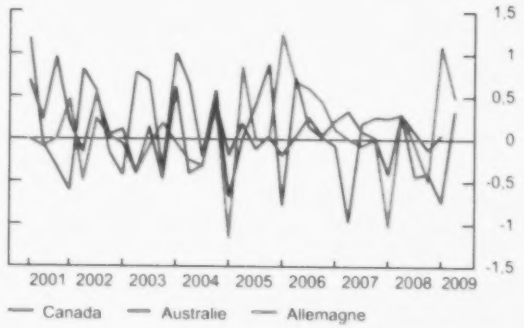
Les révisions du taux de croissance du PIB : une comparaison internationale

Afin de mettre la situation canadienne en perspective, nous comparons les révisions appliquées au taux de croissance du PIB national à celles dont font état quelques autres pays de l'OCDE. Pour maximiser la comparabilité entre pays, nous n'utilisons que des chiffres provenant de l'OCDE, diffusés initialement dans les *Principaux indicateurs économiques* de l'institution. À partir de chaque édition parue depuis 2001, nous avons créé une base de données en temps réel pour les pays de l'OCDE et un petit groupe

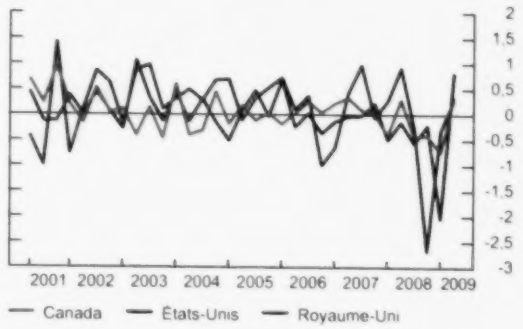
3 Certaines révisions, comme celles qui relèvent de changements conceptuels, sont naturellement imprévisibles. Les études sur la prévision des révisions portent principalement sur les révisions à court terme qui sont liées à l'inclusion de renseignements additionnels permettant d'affiner l'estimation des variables clés des comptes nationaux. Ces révisions sont courantes et pourraient éventuellement être prévues à l'aide de variables d'approximation.

Graphiques 2a et 2b : Révisions du taux de croissance du PIB pour certains pays de l'OCDE
Taux de croissance trimestriels annualisés

a.



b.



Source : calculs de l'auteur fondés sur les données des *Principaux indicateurs économiques* de l'OCDE

d'autres pays[4]. Pour chaque pays, nous avons recueilli les niveaux du PIB réel du premier trimestre de 2001 au troisième trimestre de 2009[5]. Une fois les taux de croissance calculés de la manière décrite par les équations (1) et (2), nous avons supprimé la première observation ainsi que la dernière, de façon à pouvoir analyser $\dot{x}_{2,t} - \dot{x}_{1,t}$.

Bien que les données étudiées aient été réunies par un seul et même organisme, le fait que leurs dates de sortie diffèrent entre les pays vient compliquer les comparaisons et peut avoir une incidence sur la taille des révisions indiquées. À titre d'exemple, les premières estimations du taux de croissance du PIB au troisième trimestre de 2007 ont paru dans la livraison de décembre 2007 des *Principaux indicateurs économiques* pour le Canada, l'Allemagne et le Royaume-Uni, mais dans celle de novembre 2007 pour les États-Unis et dans celle de janvier 2008 pour l'Australie. En d'autres termes, les estimations initiales ont été disponibles plus tôt dans le cas des États-Unis, et plus tard dans le cas de l'Australie. Or, les instituts statistiques qui disposent de plus de temps pour diffuser leurs premières estimations des données de la comptabilité nationale sont peut-être en mesure d'y intégrer des renseignements additionnels, si bien que leurs chiffres sont moins sujets à révision.

Le fait que les dates de publication des comptes nationaux diffèrent entre les pays vient compliquer les comparaisons et peut avoir une incidence sur la taille des révisions indiquées.

La deuxième estimation est définie comme la révision qui accompagne la sortie des statistiques des comptes nationaux du trimestre suivant. Dans le cas qui nous occupe, il s'agit des estimations publiées trois mois plus tard par l'OCDE. Ainsi, les deuxièmes estimations du taux de croissance du PIB pour le troisième trimestre de 2007 ont paru dans l'édition de mars 2008 des *Principaux indicateurs économiques* pour le Canada, l'Allemagne et le Royaume-Uni, et dans celles de février 2008 pour les États-Unis et d'avril 2008 pour l'Australie.

Examinons maintenant l'écart entre la première et la deuxième estimation du taux de croissance du PIB ($\dot{x}_{2,t} - \dot{x}_{1,t}$). Plus cet écart est large en valeur absolue, plus les révisions sont marquées et, par conséquent, plus l'incertitude entachant l'estimation initiale est grande.

Les **graphiques 2a** et **2b** illustrent les révisions du taux de croissance du PIB pour le Canada, l'Allemagne,

4 La base de données, accessible à l'adresse http://stats.oecd.org/mei, regroupe actuellement les données des comptes nationaux de 35 pays et de la zone euro.

5 Il convient de noter qu'en 2001, Statistique Canada a commencé à calculer le PIB à l'aide de l'indice en chaîne de Fisher, au lieu de l'indice de Laspeyres, afin que les données canadiennes soient plus exactes et plus directement comparables avec celles des États-Unis; on trouvera des précisions techniques dans Statistique Canada (2002). Il est également possible que certains pays de notre échantillon aient procédé à des changements conceptuels au cours de la période étudiée, de sorte que nos résultats multipays doivent être considérés comme indicatifs plutôt que probants.

Tableau 2 : Révisions du taux de croissance du PIB dans certains pays de l'OCDE

Du deuxième trimestre de 2001 au deuxième trimestre de 2009

Pays	Moyenne des révisions	Moyenne des révisions absolues	Intervalle de confiance	Révision absolue maximale
Canada	0,05	0,30	(-0,70; 0,80)	0,96
Allemagne	0,08	0,35	(-0,94; 1,10)	1,23
Australie	0,15	0,45	(-0,94; 1,24)	1,19
États-Unis	0,15	0,60	(-1,39; 1,70)	2,67
Royaume-Uni	0,00	0,35	(-1,05; 1,06)	2,04

Nota : Les révisions sont définies comme les écarts entre la première et la deuxième estimation du taux de croissance trimestriel annualisé du PIB pour chaque pays. L'intervalle de confiance est une simple estimation de la fourchette à l'intérieur de laquelle la révision du taux de croissance du PIB est attendue, 19 trimestres sur 20. Les chiffres proviennent de la Base de données de la première publication des données et des révisions ultérieures de l'OCDE.

l'Australie, le Royaume-Uni et les États-Unis[6]. Plusieurs constatations s'en dégagent :

- Les révisions apportées par les différents pays ne sont pas nécessairement en corrélation dans le temps. Le PIB est calculé par l'institut statistique de chaque pays et, bien que les définitions du PIB et les techniques de collecte de données soient très semblables d'un pays à l'autre, on n'observe que quelques cas où les révisions sont de même ampleur, voire de même sens, à l'intérieur de chaque groupe de pays. Cette situation peut s'expliquer, entre autres, par des différences dans le cycle économique, les ressources des organismes statistiques ou les contraintes de temps imposées à ceux-ci pour produire une première estimation du PIB pour un trimestre donné.
- Les révisions du taux de croissance du PIB sont légèrement moins élevées et volatiles au Canada que dans les autres pays de notre échantillon. Bien que les révisions dépassent parfois 0,5 point de pourcentage au Canada, un tel écart n'est pas inhabituel dans les autres pays.

Pour donner une image plus précise du processus de révision dans les pays étudiés, nous présentons quelques statistiques descriptives simples au **Tableau 2**. Les chiffres de la deuxième colonne sont des estimations de la moyenne des révisions du taux de croissance du PIB sur la période considérée, qui permettent de mesurer le biais du processus de révision. Une moyenne proche de zéro indique que les révisions à la hausse et à la baisse ont tendance à se compenser; la première estimation du taux de croissance est alors dite *exempte de biais*. Une moyenne supérieure à zéro signifie que le taux de croissance du PIB a tendance, en moyenne, à être révisé à la hausse au trimestre suivant; une moyenne inférieure à zéro, que le taux de croissance a tendance à être révisé à la baisse.

La moyenne des révisions du taux de croissance du PIB canadien s'établit à 0,05 point de pourcentage, ce qui est négligeable. Ce résultat cadre avec ceux des autres pays et n'est pas significativement différent de zéro. Ce sont l'Australie et les États-Unis qui enregistrent la moyenne des révisions la plus élevée, soit 0,15 point de pourcentage. Toutefois, la période étudiée étant relativement courte, les écarts types estimatifs connexes sont suffisamment importants pour que la moyenne des révisions pour chaque pays ne diffère pas statistiquement de zéro.

La troisième colonne contient la moyenne des révisions en valeur absolue. Cette statistique nous permet d'évaluer l'ampleur moyenne des révisions, que celles-ci soient de signe positif ou négatif. Une valeur élevée ici signifie que les révisions du taux de croissance du PIB ont tendance à être prononcées; une valeur nulle voudrait dire que le taux initial n'a fait l'objet d'aucune révision.

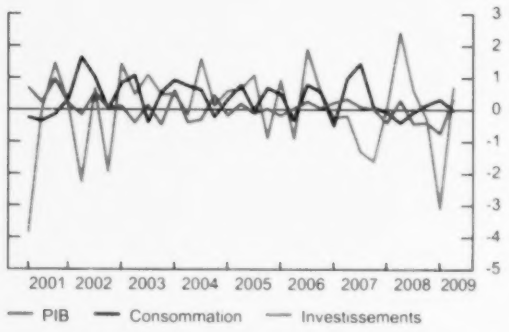
Nous constatons que la moyenne des révisions absolues pour le Canada est de 0,3 point de pourcentage, ce qui est inférieur aux chiffres des autres pays, mais pas de manière significative. Les États-Unis affichent en général les révisions les plus marquées, mais, comme il a été mentionné précédemment, la situation tient peut-être au fait que leurs données paraissent un mois plus tôt que celles des autres pays de notre échantillon.

Les révisions substantielles dont fait l'objet le taux de croissance du PIB des pays étrangers n'intéressent pas seulement les autorités de ces pays; elles peuvent aussi avoir des répercussions sur les décisions de politique monétaire au Canada. En effet, compte tenu de l'importance du commerce international au sein de l'économie canadienne, les décideurs du pays veulent pouvoir suivre l'évolution de la conjoncture à l'étranger afin d'évaluer la demande potentielle de produits canadiens dans le monde. Leurs décisions pourraient être compliquées par une révision prononcée des taux d'expansion du PIB d'autres pays. Il est donc important que les autorités monétaires du Canada soient au fait des révisions apportées aux données étrangères.

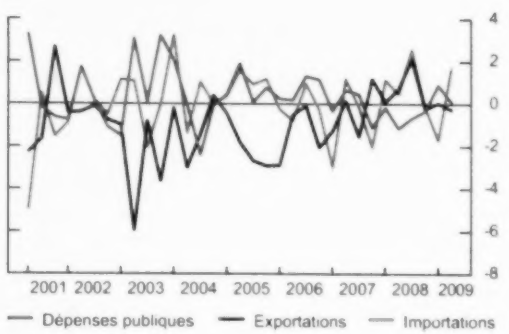
6 McKenzie (2007) analyse les révisions apportées à différentes mesures sur un ensemble plus étendu de pays de l'OCDE au cours de la période 1995-2007.

Graphiques 3a et 3b : Révisions des estimations de la croissance du PIB canadien et de ses composantes
Taux de croissance trimestriels annualisés

a.



b.



Source : calculs de l'auteur fondés sur les données des *Principaux indicateurs économiques* de l'OCDE

En plus de surveiller la taille moyenne des révisions, les analystes et les décideurs en suivent également la volatilité, car si celle-ci est moins marquée, l'estimation initiale de la croissance du PIB sera entachée d'une moindre incertitude. Dans la quatrième colonne du Tableau 2, nous présentons des intervalles de confiance (calculés à l'aide d'estimations des écarts types des révisions) qui permettent d'évaluer l'incertitude entourant le taux de croissance antérieur si $k = 1$ dans le Graphique 1b. Pour le Canada, nous estimons que la révision du taux de croissance du PIB se situera dans une fourchette allant de -0,7 à 0,8 point de pourcentage, 19 trimestres sur 20, soit un intervalle plus restreint que pour les autres pays. Bien que cette différence ne soit pas statistiquement significative, elle n'en indique pas moins que les décideurs canadiens peuvent avoir une confiance légèrement plus grande dans les estimations initiales de la croissance du PIB que leurs homologues de l'étranger.

La dernière colonne renferme les révisions les plus élevées, en valeur absolue, pour chaque pays. La modification la plus forte enregistrée au Canada — près de 1 point de pourcentage — se rapporte au quatrième trimestre de 2001 et est illustrée dans le Graphique 2a. Aux États-Unis, on observe également une révision positive importante (1,41 point de pourcentage) pour la même période. Étant donné que le taux de croissance pour ce trimestre représente la variation en pourcentage du PIB réel entre le troisième et le quatrième trimestre, on peut penser que les événements du 11 septembre (qui sont survenus au troisième trimestre de 2001) ont rendu l'estimation de l'activité économique particulièrement difficile dans les deux pays.

Les révisions des taux de croissance des composantes du PIB canadien

Bien que les chiffres du PIB global — ceux qui sont cités dans les médias — revêtent une grande importance pour la politique monétaire, les facteurs sous-jacents qui ont contribué à sa croissance intéressent également les décideurs, car certaines de ces composantes sont naturellement plus sensibles aux variations des taux d'intérêt et réagissent donc davantage aux mesures de politique monétaire.

Les principales composantes du PIB calculé d'après les dépenses sont les suivantes :

- dépenses totales des ménages en biens et en services (C);
- investissements fixes des entreprises (I);
- dépenses de tous les ordres de gouvernement (G);
- exportations totales (X);
- importations totales (IM).

En pratique, Statistique Canada reçoit des estimations de l'évolution de chaque composante (lesquelles peuvent être subdivisées) et les agrège pour établir un taux de croissance estimatif du PIB. Les **graphiques 3a** et **3b** présentent la même série de révisions de la croissance du PIB canadien que les graphiques 2a et 2b ainsi que les modifications apportées aux taux de croissance de chacune des grandes composantes du PIB. Il en ressort plusieurs observations :

- Les révisions sont plus prononcées dans le cas des composantes du PIB que dans celui du PIB lui-même. L'axe des ordonnées est gradué à plus petite échelle dans les graphiques 3a et 3b que

dans les graphiques 2a et 2b, de sorte que les révisions appliquées à la croissance du PIB global semblent presque anodines dans le Graphique 3a comparativement aux graphiques 2a et 2b. Au contraire, les taux de croissance de certaines composantes présentés dans les graphiques 3a et 3b font souvent l'objet d'une révision dépassant 2 points de pourcentage.

- Les révisions apportées aux taux d'expansion des exportations et des importations sont les plus marquées. Dans le cas des premières, on note en particulier plusieurs révisions à la baisse entre 2003 et 2006. Les révisions les plus faibles touchent la progression de la consommation.
- Au quatrième trimestre de 2001, l'expansion des exportations a été revue à la hausse de plus de 2 %, tandis que celle des importations a été amputée de près de 2 %. Les exportations nettes $(X - M)$ ont donc fait l'objet pour ce trimestre d'une forte révision à la hausse, qui, combinée à un relèvement du taux de croissance des investissements des entreprises, peut expliquer l'augmentation relativement importante du taux de croissance du PIB pour cette période.

Le **Tableau 3** présente des statistiques descriptives sur les révisions de la croissance du PIB et de ses composantes. La moyenne des révisions est beaucoup plus éloignée de zéro pour certaines composantes que pour d'autres. Ainsi, dans le cas de la consommation et dans celui des dépenses publiques, elle est généralement supérieure à 0,35 point de pourcentage, alors que, pour les exportations, elle s'établit à -0,9 point. Pour ce qui est de la moyenne des révisions absolues des taux de croissance, les chiffres sont les suivants : consommation — plus de 0,5 point; investissements et dépenses publiques — environ 1 point; exportations — près de 1,4 point. Les analystes qui doivent suivre et prévoir l'évolution du commerce extérieur canadien ont donc une tâche beaucoup plus ardue que ceux qui se concentrent sur d'autres composantes du PIB.

L'intervalle de confiance associé aux révisions du taux de croissance est plus large, voire beaucoup plus large, dans le cas des composantes du PIB que dans celui du PIB lui-même. Pour la consommation, les révisions s'échelonnent entre -0,8 et 1,5 point de pourcentage, 19 trimestres sur 20; pour les investissements et les dépenses publiques, les fourchettes sont similaires, allant de -2,7 à 2,8 et de -2,3 à 3,0 points, respectivement; enfin, les estimations initiales qui accusent le plus haut degré d'incertitude concernent les exportations et les importations, les intervalles de confiance allant de -4,3 à 2,4 et de -3,2 à 3,3 points, respectivement.

Tableau 3 : Révisions des taux de croissance du PIB canadien et de ses composantes

Du deuxième trimestre de 2001 au deuxième trimestre de 2009

Série	Moyenne des révisions	Moyenne des révisions absolues	Intervalle de confiance	Révision absolue maximale
PIB	0.05	0.30	(-0.70; 0.80)	0.96
Consommation	0.35	0.51	(-0.78; 1.48)	1.64
Investissements	0.02	1.04	(-2.75; 2.80)	-3.83
Dépenses publiques	0.35	0.98	(-2.30; 3.00)	3.28
Exportations	-0.94	1.38	(-4.31; 2.43)	-5.95
Importations	0.04	1.23	(-3.23; 3.31)	4.93

Nota : Les révisions sont définies comme les écarts entre la première et la deuxième estimation du taux de croissance trimestriel annualisé du PIB et de ses composantes. L'intervalle de confiance est une simple estimation de la fourchette à l'intérieur de laquelle la révision du taux de croissance du PIB est attendue pour chaque série, 19 trimestres sur 20. Les chiffres proviennent de la Base de données de la première publication des données et des révisions ultérieures de l'OCDE.

D'après les données de 2001 à 2009, nous constatons que les estimations initiales des taux de croissance des composantes du PIB comportent plus d'incertitude que celles du PIB lui-même. Ce résultat peut s'expliquer par un effet compensatoire entre différents éléments (par exemple, une baisse appliquée aux investissements des entreprises peut être contrebalancée par une hausse appliquée au secteur de la consommation), qui tempère l'incidence des révisions sur l'estimation du PIB global. En outre, parce que les composantes du PIB sont forcément inférieures au PIB global, un rajustement de leurs niveaux se traduira par des variations plus marquées de leurs taux de croissance.

Les révisions statistiques et la politique monétaire : enjeux et orientations futures

Depuis quelques années, l'existence des bases de données en temps réel a stimulé l'étude des conséquences des révisions statistiques sur l'analyse économique et la prévision. Grâce à la base de données en temps réel de l'OCDE et à celle de la Banque du Canada sur la monnaie et le crédit, les chercheurs et les analystes ont maintenant accès à des « cuvées » de chiffres antérieurs, qui leur permettent d'étudier certaines questions d'importance pour les autorités monétaires canadiennes. Nous examinons ci-après plusieurs domaines dans lesquels les

chercheurs ont récemment utilisé des données en temps réel pour approfondir l'état des connaissances.

L'écart de production

L'analyse des décisions de politique monétaire passées est l'une des premières raisons qui ont amené les chercheurs, tels Runkle (1998) et Croushore et Stark (2003), à se pencher sur les effets des révisions statistiques. Or, pour mener une évaluation valide de l'action passée des décideurs, il faut avoir les chiffres dont ceux-ci disposaient au moment où les décisions ont été prises — cinq ans auparavant, par exemple — puisque, comme nous l'avons montré précédemment, les taux de croissance du PIB subissent des modifications qui sont en moyenne supérieures à un demi-point de pourcentage dans certains pays, et ce, après un trimestre seulement.

L'analyse des décisions de politique monétaire passées est l'une des premières raisons qui ont amené les chercheurs à se pencher sur les effets des révisions statistiques.

Une variable clé que surveillent les autorités monétaires au moment de formuler la politique est l'écart de production, qui représente la différence entre le niveau courant du PIB réel et le niveau qui serait atteint si toutes les ressources de l'économie étaient pleinement utilisées et si l'inflation n'avait aucune tendance à s'écarter de la cible. Les communiqués qui accompagnent les annonces du taux directeur de la Banque du Canada aux dates préétablies y font souvent allusion, en signalant par exemple : « Dans l'ensemble, [l']économie [canadienne] fonctionnait encore au-delà de sa capacité de production à la fin de l'année »[7], ce qui indique un écart de production positif.

Étant donné l'importance de l'écart de production pour les décisions de politique monétaire, les chercheurs ont documenté l'incidence des révisions sur la mesure de cette variable. Orphanides (2001) constate qu'une fois prises en compte, les révisions peuvent entraîner une variation de plus de 2 points de pourcentage dans l'estimation de l'écart de production des États-Unis — différence non négligeable dans l'optique de la politique monétaire. Kozicki (2004) fournit des mesures des implications de ces révisions sur la politique.

Pour évaluer correctement l'écart de production, il faut non seulement connaître le PIB réel courant mais aussi estimer le PIB potentiel. Il existe plusieurs techniques pour calculer ce dernier chiffre[8], mais elles ne donnent généralement que des estimations relativement médiocres de l'écart de production en temps réel[9].

L'écart de production occupe également une place prépondérante dans la littérature traitant des règles de politique monétaire dans lesquelles le taux directeur est défini comme une simple fonction linéaire de l'écart de production et de l'écart du taux d'inflation par rapport à une cible, quelle qu'elle soit. Taylor (1993) a constaté que de telles règles pouvaient fort bien expliquer l'évolution des taux directeurs aux États-Unis pendant les années 1980. Cependant, si l'on prend en compte les révisions statistiques et que l'on examine les règles de politique à la lumière des chiffres dont disposaient les autorités au moment où elles ont pris leurs décisions, cette conclusion ne tient peut-être pas. Côté et autres (2004) ont effectué l'évaluation la plus exhaustive des règles de politique au Canada, mais il reste à déterminer comment les règles qu'ils jugent les plus robustes se comporteraient dans un contexte de données révisées.

Enfin, l'écart de production est souvent utilisé pour prévoir l'inflation. Mais s'il est sujet à des erreurs de mesure, il faudrait savoir comment cela se répercute sur les prévisions. Orphanides et van Norden (2005) notent que l'écart de production permet de prévoir relativement bien le taux d'inflation aux États-Unis, mais que la valeur des pronostics diminue considérablement si l'on utilise des estimations en temps réel de l'écart de production. Il serait très utile d'élargir cette étude en y intégrant des données récentes du Canada.

Le rôle de la monnaie

Les diverses mesures de l'expansion monétaire n'ont plus l'importance qu'elles avaient il y a 20 ans dans la prise de décisions de politique monétaire. De fait, le lien empirique entre la croissance de l'offre de monnaie et l'inflation future semble s'être relâché, en partie à cause des innovations dans les produits bancaires. Or, comme le montrent Keshishbanoosy et autres

7 « La Banque du Canada abaisse le taux cible du financement à un jour de 1/2 point pour le ramener à 3 1/2 % », communiqué de la Banque du Canada, 4 mars 2008.

8 St-Amant et van Norden (1997) ont publié une étude à ce sujet.

9 On trouvera des données relatives aux États-Unis dans Orphanides et van Norden (2002), et des données sur le Canada dans Cayen et van Norden (2005).

(2008), l'offre de monnaie peut en soi faire l'objet de révisions; il pourrait donc être intéressant d'étudier plus avant les rapports entre l'expansion monétaire, les variables macroéconomiques et les décisions de politique monétaire en temps réel. Garratt et autres (2007) concluent d'après certaines observations que le pouvoir prédictif de la monnaie au sens large n'a pas autant diminué au Royaume-Uni pendant les années 1980 qu'on le croit communément quand on utilise des données en temps réel.

Le suivi des variables

L'équation (1) montre que le taux de croissance courant du PIB est calculé à partir du niveau du PIB pour la période en cours et de son niveau révisé pour la période précédente. Autrement dit, la validité du suivi du taux de croissance du PIB pendant la période courante dépend en partie de l'ampleur de la révision appliquée au niveau de la période précédente. Les analystes devraient donc s'efforcer de comprendre la nature des révisions et, en fait, essayer si possible de les anticiper.

La question de savoir si l'on peut effectivement prévoir les révisions des chiffres passés ne fait pas l'unanimité, mais des résultats préliminaires présentés par Galbraith et Tkacz (2007) relativement aux données canadiennes semblent confirmer en partie cette possibilité. Dans leurs travaux à venir, les analystes pourront étudier d'autres variables explicatives et également déterminer si les révisions ont tendance à être plus prononcées à certaines périodes qu'à d'autres. Il se pourrait, par exemple, qu'elles soient plus marquées à proximité des points de retournement du cycle économique. Les analystes pourraient donc s'attendre à des révisions importantes en ces périodes d'incertitude et, par conséquent, élargir les intervalles de confiance entourant leurs estimations du taux de croissance courant du PIB.

Étant donné l'ampleur des révisions apportées aux composantes du PIB, des prévisions à cet égard pourraient permettre de resserrer les intervalles de confiance associés au suivi de ces variables.

La méthodologie statistique

Certaines méthodes statistiques dont se servent les économistes pourraient s'avérer inefficaces en présence de données sujettes à révision, de sorte que certaines constatations empiriques pourraient devoir être réexaminées. De nouvelles techniques sont en cours d'élaboration pour remédier à ces difficultés, mais il faudra peut-être du temps avant que l'on puisse en tirer pleinement parti. Par exemple, Clark et McCracken (2009) proposent un nouveau test d'enveloppement des prévisions (utilisé pour faire un choix entre des modèles de prévision concurrents) qui peut être employé en présence de chiffres révisés. Comme, jusqu'à maintenant, de nombreux tests en usage dans le domaine faisaient abstraction des révisions statistiques, il est possible que des études antérieures examinant les mérites relatifs de différents modèles de prévision soient parvenues à des conclusions erronées. Dans un autre contexte, Jacobs et van Norden (2006) mettent au point une méthode de construction de prévisions et d'intervalles de confiance optimaux qui restent valides en cas de révisions statistiques et qui utilisent de multiples cuvées de données.

L'élaboration de ces nouvelles techniques et leur application aux données canadiennes sont aussi d'importantes avenues de recherche futures.

Conclusion

Les économistes sont conscients du problème que posent les révisions statistiques depuis un certain temps, mais ce n'est que récemment, à la faveur de l'apparition des bases de données en temps réel, que les études sur les répercussions de ces révisions se sont multipliées. Des bases de données canadiennes en temps réel sont à présent disponibles, et on prévoit que les économistes canadiens les mettront à contribution pour améliorer la fiabilité de leurs modèles.

On peut envisager la révision des données comme une source d'incertitude au sujet du passé, qui alimente une incertitude à propos de l'avenir. Dans le cas du taux de croissance du PIB, on constate que les révisions sont un peu moins importantes au Canada que dans certains autres pays de l'OCDE. Toutefois, elles sont sensiblement plus prononcées pour les composantes du PIB canadien, ce qui peut être une source d'incertitude accrue pour les analystes qui doivent les surveiller et en prévoir l'évolution.

Les révisions statistiques peuvent influer sur les décisions de politique monétaire à plus d'un égard, notamment en entachant de plus d'incertitude les valeurs véritables des variables qui intéressent les autorités. Elles peuvent en outre avoir une incidence sur l'existence de liens fondamentaux entre différentes variables et obscurcir le jugement des analystes. Il reste encore de nombreuses questions de recherche à régler pour les décideurs, mais la disponibilité de bases de données en temps réel au Canada devrait apporter un certain nombre de réponses au cours des prochaines années.

Ouvrages et articles cités

Burns, A. F., et W. C. Mitchell (1946). *Measuring Business Cycles*, New York, National Bureau of Economic Research.

Campbell, B., et S. Murphy (2006). *The Behaviour of Canadian Data Revisions*, communication présentée dans le cadre de la 2e édition de la conférence CIRANO — IPA sur les prévisions, l'analyse et les politiques macroéconomiques utilisant des données révisées tenue à Montréal les 27 et 28 octobre.

Cayen, J.-P., et S. van Norden (2005). « The Reliability of Canadian Output-Gap Estimates », *The North American Journal of Economics and Finance*, vol. 16, n° 3, p. 373-393.

Clark, T. E., et M. W. McCracken (2009). « Tests of Equal Predictive Ability with Real-Time Data », *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 27, n° 4, p. 441-454.

Côté, D., J. Kuszczak, J.-P. Lam, Y. Liu et P. St-Amant (2004). « The Performance and Robustness of Simple Monetary Policy Rules in Models of the Canadian Economy », *Revue canadienne d'économique*, vol. 37, n° 4, p. 978-998.

Croushore, D., et T. Stark (2001). « A Real-Time Data Set for Macroeconomists », *Journal of Econometrics*, vol. 105, n° 1, p. 111-130.

——— (2003). « A Real-Time Data Set for Macroeconomists: Does the Data Vintage Matter? », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 85, n° 3, p. 605-617.

Galbraith, J. W., et G. Tkacz (2007). *Electronic Transactions as High-Frequency Indicators of Economic Activity*, document de travail n° 2007-58, Banque du Canada.

Garratt, A., G. Koop, E. Mise et S. P. Vahey (2007). *Real-Time Prediction with UK Monetary Aggregates in the Presence of Model Uncertainty*, document de travail n° 714, Birkbeck College, Université de Londres.

Jacobs, J., et S. van Norden (2006). *Modeling Data Revisions: Measurement Error and Dynamics of "True" Values*, document de travail n° 2006-07, CCSO.

Keshishbanoosy, R., P. St-Amant, D. Ball et I. Medovikov (2008). « Une base de données en temps réel sur la monnaie et le crédit au Canada », *Revue de la Banque du Canada*, été, p. 63-73.

Kozicki, S. (2004). « How Do Data Revisions Affect the Evaluation and Conduct of Monetary Policy? », *Economic Review*, Banque fédérale de réserve de Kansas City, vol. 89, n° 1, p. 5-38.

Li, F., et G. Tkacz (2006). « A Consistent Bootstrap Test for Conditional Density Functions with Time-Series Data », *Journal of Econometrics*, vol. 133, n° 2, p. 863-886.

McKenzie, R. (2007). *Relative Size and Predictability of Revisions to GDP, Industrial Production and Retail Trade — A Comparative Analysis across OECD Member Countries*, communication présentée dans le cadre de la 3e édition de la conférence CIRANO — IPA sur les prévisions, l'analyse et les politiques macroéconomiques utilisant des données révisées tenue à Montréal les 5 et 6 octobre.

Nunes, L. C. (2005). « Nowcasting Quarterly GDP Growth in a Monthly Coincident Indicator Model », *Journal of Forecasting*, vol. 24, n° 8, p. 575-592.

Orphanides, A. (2001). « Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data », *The American Economic Review*, vol. 91, n° 4, p. 964-985.

Orphanides, A., et S. van Norden (2002). « The Unreliability of Output-Gap Estimates in Real-Time », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 84, n° 4, p. 569-583.

——— (2005). « The Reliability of Inflation Forecasts Based on Output Gap Estimates in Real Time », *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 37, n° 3, p. 583-601.

Runkle, D. E. (1998). « Revisionist History: How Data Revisions Distort Economic Policy Research », *Quarterly Review*, Banque fédérale de réserve de Minneapolis, vol. 22, n° 4, p. 3-12.

St-Amant, P., et S. van Norden (1997). *Measurement of the Output Gap: A Discussion of Recent Research at the Bank of Canada*, rapport technique n° 79, Banque du Canada.

Ouvrages et articles cités (suite)

Statistique Canada (2002). *Indices de volume en chaîne Fisher : Méthodologie*. Internet : http://www.statcan.gc.ca/concepts/cf/8102792-fra.htm.

Stekler, H. O. (1967). « Data Revisions and Economic Forecasting », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 62, n° 318, p. 470-483.

Taylor, J. (1993). « Discretion Versus Policy Rules in Practice », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 39, p. 195-214.

Annexe : La politique de révision des comptes nationaux du Canada

Les révisions appliquées aux comptes nationaux du Canada se divisent en trois catégories : 1) les révisions courantes apportées en fonction de nouveaux chiffres ou pour rapprocher les données issues d'une myriade d'enquêtes et de sources utilisées comme intrants dans la préparation des comptes nationaux; 2) les révisions conceptuelles, qui découlent de modifications apportées aux définitions se rapportant aux comptes nationaux; 3) les révisions historiques, qui sont effectuées (rarement) pour différentes raisons.

Les révisions courantes

En l'absence de révisions conceptuelles ou de révisions historiques majeures, les comptes nationaux sont régulièrement revus à la lumière des renseignements les plus à jour ou pour rapprocher entre elles les données des sources utilisées dans leur préparation. Les révisions se déroulent selon le calendrier suivant :

- Les données des trimestres précédents de l'année sont révisées au moment de la publication des données du trimestre courant.
- Des révisions sont apportées aux données des quatre années précédentes au moment de la publication des données du premier trimestre de chaque année.

Ces révisions sont celles qui présentent le plus d'intérêt pour les analystes et les décideurs, car elles peuvent influencer leur appréciation de la vigueur ou de la faiblesse relative de l'économie et, par là même, leurs décisions.

Source : Statistique Canada (http://www.statcan.gc.ca/pub/13-010-x/2003001/4147831-fra.htm)

Les révisions conceptuelles

Ces révisions sont liées à une évolution dans la façon d'envisager la classification de certains segments de l'économie ou à des changements fondamentaux dans l'estimation quantitative de l'activité économique. Par exemple, la publication des comptes nationaux en mai 2001 s'est accompagnée de modifications conceptuelles majeures, notamment l'adoption d'une nouvelle méthode de capitalisation des logiciels et le remplacement de l'indice de Laspeyres par celui de volume en chaîne de Fisher, qui permet de comparer plus facilement les comptes nationaux du Canada à ceux des États-Unis. Ce dernier facteur, en particulier, rend la comparaison des révisions avant et après 2001 plus difficile. On trouvera des précisions techniques à ce sujet dans Statistique Canada (2002).

Les révisions historiques

Tous les dix ans environ, Statistique Canada revoit les données sur des périodes qui remontent à plus de quatre ans. Ces révisions historiques fournissent « l'occasion d'améliorer les méthodes d'estimation, d'éliminer les ruptures dans les séries de données résultant des révisions plus limitées et d'apporter des changements conceptuels au système ». Elles ont des répercussions surtout chez les utilisateurs de modèles macroéconomiques, qui peuvent constater des changements dans les valeurs estimées des paramètres. La dernière révision historique remonte à décembre 1997 et la prochaine est prévue en 2012-2013. Pour un complément d'information, voir http://www.statcan.gc.ca/concepts/nefa-cefn/8102870-fra.htm.

Publications de la Banque du Canada

Sauf indication contraire, toutes les publications existent en format papier et peuvent être consultées dans le site Web de la Banque, à l'adresse http://www.banqueducanada.ca.

Rapport sur la politique monétaire. Paraît en janvier, en avril, en juillet et en octobre.

Revue du système financier. Paraît en juin et en décembre.

Revue de la Banque du Canada. Paraît chaque trimestre. (Voir les renseignements relatifs aux abonnements en deuxième de couverture.)

Enquête sur les perspectives des entreprises*. Paraît en janvier, en avril, en juillet et en octobre.

Enquête auprès des responsables du crédit*. Paraît en janvier, en avril, en juillet et en octobre.

Discours et déclarations du gouverneur

Statistiques bancaires et financières de la Banque du Canada*. Paraît chaque mois.

Bulletin hebdomadaire de statistiques financières*. Paraît tous les vendredis.

Reconduction de la cible de maîtrise de l'inflation – Note d'information

Rapport annuel

Le dollar canadien : une perspective historique
James Powell
Publié en 2005 et offert au prix de 8 $ CAN, plus la TPS et, s'il y a lieu, la taxe de vente provinciale.

Tout compte fait : la Banque du Canada vue de l'extérieur**
Publié en 2010, ce livre présente l'institution du point de vue de témoins extérieurs et dépeint comment les Canadiens ont perçu la feuille de route de leur banque centrale au fil des décennies, à travers le regard de ceux qui suivent ses activités au nom du public.

Si l'argent m'était conté : la Collection nationale de monnaies du Canada**
Publié en 2008, ce livre examine le rôle de l'argent dans la société et sert de vitrine à la Collection nationale de monnaies, qui réunit un extraordinaire éventail de pièces, de billets de banque et d'articles numismatiques provenant de tous les coins du monde.

Au-delà de l'argent : l'architecture et les œuvres d'art de la Banque du Canada**
Publié en 2007, ce livre propose une visite du siège de la Banque qui met en valeur son architecture, son aménagement intérieur et sa décoration, ainsi que certaines facettes de la restauration et de la préservation des lieux. On y montre aussi différentes œuvres faisant partie de la collection d'art de la Banque.

L'œuvre artistique dans les billets de banque canadiens**
Publié en 2006, ce livre entraîne le lecteur dans les coulisses du monde exigeant de la conception des billets de banque.

La Banque du Canada : une histoire en images**
Publié en 2005 pour le 70e anniversaire de la Banque, ce livre commémoratif relate l'histoire de l'institution depuis 1935.

La transmission de la politique monétaire au Canada
Publié en 1996. Offert au prix de 20 $ CAN, plus la TPS et, s'il y a lieu, la taxe de vente provinciale. Document consultable à l'adresse http://www.banqueducanada.ca/fr/res/autre/herm-98f.html.

Les conférences Thiessen
Publié en janvier 2001, ce recueil réunit les conférences données par Gordon G. Thiessen, gouverneur de la Banque du Canada de 1994 à 2001.

Colloque en hommage à David Dodge et à sa contribution à la conduite des politiques publiques au Canada (publié en 2009)

Le bilinguisme à la Banque du Canada. Paraît chaque année.

Une évolution planifiée : l'histoire de l'Association canadienne des paiements de 1980 à 2002
James F. Dingle (publié en juin 2003)

Actes de colloques
On peut se procurer des copies papier des actes des colloques tenus jusqu'en avril 2005 (inclusivement) au prix de 15 $ CAN l'exemplaire, plus la TPS et, s'il y a lieu, la taxe de vente provinciale; les actes de ces colloques peuvent aussi être consultés dans le site Web de la Banque. Les études et autres communications présentées à des colloques, séminaires et ateliers tenus par la Banque depuis mai 2005 sont publiées uniquement dans le site Web de l'institution.

Rapports techniques, documents de travail et documents d'analyse*
Les rapports techniques, les documents de travail et les documents d'analyse sont publiés dans la langue utilisée par les auteurs; ils sont cependant précédés d'un résumé bilingue.

Les documents d'analyse concernent des travaux de recherche terminés qui portent sur des questions techniques relatives aux grandes fonctions et au processus décisionnel de la Banque. Ils sont destinés aux spécialistes et aux banquiers centraux.

Pour obtenir plus de renseignements, y compris les tarifs d'abonnement, veuillez vous adresser à la :

Diffusion des publications
Département des Communications
Banque du Canada
234, rue Wellington
Ottawa (Ontario) K1A 0G9, CANADA
Téléphone : 613 782-8248
Numéro sans frais en Amérique du Nord : 1 877 782-8248
Adresse électronique : publications@banqueducanada.ca

* Ces publications peuvent seulement être consultées dans le site Web de la Banque.

** Offert au prix de 25 $ CAN, plus les frais d'expédition. Il est possible de télécharger quelques pages de ce livre, en guise d'échantillon, à partir du site Web de la Banque.